

Sección monográfica / Monographic section

Desigualdad persistente, pero no un techo de cristal. Sobre género y autoridad en el trabajo

Persistent inequality, but not a glass ceiling: On gender and workplace authority

Miguel Caínzos 

Universidad de Santiago de Compostela, España
miguel.cainzos@usc.es

Recibido / Received: 08/05/2020
Aceptado / Accepted: 23/02/2021



RESUMEN

El objetivo del artículo es estudiar las desigualdades de género en autoridad en el trabajo en España, tomando como punto de partida las aportaciones de Erik Wright. Se describe la magnitud, forma y variación temporal de esta desigualdad y se pone a prueba la hipótesis del “techo de cristal”, es decir, la hipótesis de que la desventaja relativa de las mujeres es mayor en los niveles más altos de la jerarquía de autoridad que en los inferiores. Los datos proceden de la “Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase” (1991), la “Encuesta Sociodemográfica” del INE (1991), la “Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo” (1999-2004) y varias submuestras anuales de la “Encuesta de Población Activa” (2006-2013). Se concluye que, en España, hombres y mujeres tienen probabilidades desiguales de ocupar posiciones de autoridad, pero la evidencia disponible no respalda la hipótesis del “techo de cristal”.

Palabras clave: Autoridad en el trabajo, brecha de género, techo de cristal, desigualdad de género, Erik Wright.

ABSTRACT

The aim of this article is to study gender inequality in workplace authority in Spain, taking Erik Wright's contributions as a starting point. I describe the magnitude, shape and temporal variation of inequality in Spain and I test the “glass ceiling” hypothesis, i.e., the hypothesis that women face a more intense disadvantage at higher levels of the authority hierarchy than at the bottom. I use data from the “Survey on Class Structure, Class Consciousness and Class Biography” (1991), the “Socio-demographic Survey” (1991), the “Survey on Quality of Life at Work” (1999-2004) and several annual subsamples of the “Labour Force Survey” (2006-2013). It is concluded that in Spain men and women have unequal probabilities of holding authority positions at the workplace, but evidence does not support the “glass ceiling” hypothesis.

Keywords: Workplace authority, gender gap, glass ceiling, gender inequality, Erik Wright

Sugerencia de cita / Suggested citation: Caínzos, M. (2021). Desigualdad persistente, pero no un techo de cristal. Sobre género y autoridad en el trabajo. *Revista Española de Sociología*, 30 (2), a42 1-41.. <https://doi.org/10.22325/fes/res.2021.43>

Erik Wright es célebre por sus contribuciones a la teoría marxista, al análisis de clase y al diseño institucional de “utopías reales”, pero hizo aportaciones a otros campos de la sociología, incluyendo el de las desigualdades de género. Entre ellas, destacan sus investigaciones sobre la desigualdad entre hombres y mujeres en el acceso a posiciones de autoridad en el trabajo.

En este artículo, además de glosar los trabajos de Wright sobre la “brecha de género” en autoridad y sobre el “techo de cristal”, se los tomará como modelo, replicando sus análisis con datos sobre España que cubren un amplio período temporal. Con ello, además de rendir homenaje a un gran científico social y a una persona cuya generosidad, entusiasmo y candor son inolvidables, se pretende contribuir al conocimiento de este aspecto de las desigualdades de género en España. Concretamente, se intenta responder a tres preguntas: 1) ¿cuál es la magnitud de la desigualdad entre hombres y mujeres en el acceso a posiciones de autoridad en el trabajo en España, considerada en términos comparativos?; 2) ¿qué cambios ha experimentado en las últimas décadas, si es que realmente ha cambiado?; y 3) ¿sigue esa desigualdad el patrón que está implícito en la metáfora del “techo de cristal”?

El artículo está organizado en cuatro secciones. En la primera, se resumen las aportaciones de Wright. En la segunda, se presentan los datos, variables y procedimientos utilizados en análisis cuyos resultados se presentan en la tercera sección. Cierra el artículo una breve sección de conclusiones.

WRIGHT, LA “BRECHA DE GÉNERO” Y EL “TECHO DE CRISTAL”

Entre finales de la década de los setenta y principios de los noventa se publicaron bastantes estudios que acreditaban la existencia de una importante “brecha de género” en autoridad, proponían y evaluaban factores y mecanismos que podrían explicarla, y estudiaban algunas de sus consecuencias. Muchos de ellos eran estudios de caso sobre una organización o análisis de una muestra de empleados en un sector o profesión, siendo una minoría los que se basaban en muestras representativas de la población asalariada; la carencia de estudios comparativos era casi absoluta. Por otra parte, si bien el uso del término “techo de cristal” se fue haciendo cada vez más común en esos estudios, se usaba básicamente como una metáfora sugerente para designar la desventaja femenina en el acceso a puestos de autoridad, sin especial precisión acerca de la imagen de la desigualdad que comportaba¹.

En este contexto, los trabajos de Erik Wright hicieron una doble contribución: introdujeron una perspectiva comparativa y proporcionaron una formulación precisa y una contrastación sistemática de la hipótesis del “techo de cristal”².

Por un lado, [Wright \(1997\)](#) y [Wright et al. \(1995\)](#) estudiaron la “brecha de género” en autoridad en siete países (Estados Unidos, Canadá, Australia, Reino Unido, Noruega, Suecia y Japón), desvelando la existencia de diferencias notables en su intensidad y poniendo a prueba posibles explicaciones de las mismas. En la vertiente descriptiva, su análisis sacó a la luz una pauta de variación inesperada: con independencia de la dimensión estudiada y la medida utilizada, el nivel de desigualdad en acceso a posiciones de autoridad era menor en los países anglófonos, sobre todo en Estados Unidos y Australia, bastante mayor en los escandinavos y enorme en Japón. Con la excepción del caso japonés, esta pauta no encajaba con el grado de desigualdad de género esperable en cada uno de estos países.

1 Esta diversidad de usos, a menudo imprecisos, de la noción de “techo de cristal” queda reflejada en la revisión de [Jackson y O’Callaghan \(2007\)](#).

2 Esta línea de trabajo de Wright se desarrolló en colaboración con Gunn Birkelund y, sobre todo, Janeen Baxter.

Una vez establecido el fenómeno, Wright trató de explicarlo. Tras haber ponderado y descartado explicaciones alternativas (en términos de efectos de composición de la mano de obra masculina y femenina (en particular, según su capital humano), de la “ideología de género” predominante, del grado de “igualitarismo de género” cristalizado en normas legales, de la presencia de mecanismos institucionales dirigidos a promover la igualdad en el ámbito laboral y del grado de segregación ocupacional), concluyó que la mejor explicación radica en la combinación de dos factores. Uno es el peso relativo que tienen las posiciones de autoridad en la composición de la población ocupada. El otro es la fuerza y, sobre todo, la orientación del movimiento feminista, caracterizada esta última por el tipo de demandas que el feminismo priorizó históricamente en cada país, algo estrechamente relacionado con su “cultura política” y con los principios orientadores de su “régimen de bienestar” (grado de liberalismo y de desmercantilización). La “brecha de género” es menor allí donde hay más posiciones de autoridad en la estructura ocupacional (sobre todo, Australia y Estados Unidos) y donde las reivindicaciones feministas, cristalizadas en políticas públicas, han priorizado la promoción de políticas de igualdad de oportunidades y contra la discriminación laboral en el sector privado (países del “régimen liberal”). Por el contrario, es mayor donde hay menos posiciones de autoridad (Japón y los países escandinavos) y donde el movimiento feminista es débil (Japón) o, en consonancia con una “cultura política” estatista, se ha concentrado históricamente en demandar al Estado servicios y prestaciones (licencias parentales, beneficios por hijos, guarderías públicas, servicios sociales) que favorezcan la conciliación del trabajo y la vida familiar y faciliten el empleo de las mujeres (países escandinavos).

Estudios comparativos posteriores han arrojado en general resultados congruentes con los de Wright (Rosenfeld, Van Buren y Kalleberg, 1998; Birkelund y Sandnes, 2003; Mandel y Semyonov, 2006; Yaish y Stier, 2009; Abendroth, Maas y Van der Lippe, 2013). Su explicación de las variaciones en la fuerza de la “brecha de género” apuntaba directamente a “paradojas del estado de bienestar” y suponía una llamada de atención sobre la necesidad de considerar separadamente las distintas facetas de la desigualdad de género y analizar los *trade-offs* que pudieran existir entre los efectos que tienen en cada una de ellas las políticas públicas, que pueden mejorar la situación de las mujeres en un aspecto (por ejemplo, facilitando su participación laboral, sobre todo en empleos flexibles y *family-friendly* en el sector público) a costa de empeorarla en otros (por ejemplo, aumentando sus dificultades para acceder a posiciones de autoridad, sobre todo en el sector privado). Estas paradojas y *trade-offs* han recibido gran atención en la literatura posterior (Birkelund y Sandnes, 2003; Albrecht, Björklund y Vroman, 2003; Albrecht, Skogman Thoursie y Vroman, 2015; Hakim, 2004; Mandel y Semyonov, 2006; Henrekson y Stenkula, 2009; Mandel, 2009, 2011; Korpi, Ferrarini y Englund, 2013).

Por otra parte, en el mismo trabajo, Wright (1997) hacía un primer intento de comprobar si en los países estudiados había un efecto de “techo de cristal”, convirtiendo esta metáfora en una hipótesis precisa y contrastable acerca de qué pauta sigue la desigualdad entre sexos en el acceso a puestos de autoridad. Así entendida, la noción de “techo de cristal” postula la existencia de una *pauta de intensificación progresiva de la desigualdad* en virtud de la cual la desventaja femenina aumenta según se accede a niveles más altos de la escala de autoridad, debido a la acción de *filtros o mecanismos de exclusión de las mujeres cada vez más selectivos*.

En esta línea, Cotter, Hermsen, Ovadia y Vanneman (2001) estipularían poco después los siguientes criterios para identificar un “efecto del techo de cristal”: existencia de una desigualdad que no es explicable por otras características relevantes del empleado; mayor intensidad de la desigualdad para niveles superiores de un resultado que para niveles inferiores del mismo; foco en la desigualdad en las oportunidades de avance o entrada a niveles superiores; e intensificación de la desigualdad a lo largo de la carrera laboral.

En principio, la estrategia óptima para comprobar si se cumplen estos criterios sería analizar datos longitudinales sobre las trayectorias laborales de hombres y mujeres. Careciendo de ellos, [Wright \(1997\)](#) pone a prueba la hipótesis indirectamente con datos transversales: por un lado, comparando los efectos del género sobre una medida dicotómica de autoridad y sobre una escala ordinal que diferencia diez niveles; por otro, comparando la intensidad de la “brecha de género” estimada para todos los asalariados y para aquellos que tienen autoridad en algún grado. En ambos casos, si hubiese un “techo de cristal”, el segundo efecto (el estimado para la escala de autoridad y el estimado para los empleados con autoridad) debería ser mayor. Los resultados desmentían esa expectativa.

En un trabajo posterior, [Baxter y Wright \(2000\)](#) aquilataron su estrategia de contrastación de la hipótesis del “techo de cristal”, adoptando un planteamiento más riguroso y complejo, aunque todavía basado en datos transversales, en este caso datos de los años 80 y 90 para Estados Unidos, Australia y Suecia.

La estrategia seguida ahora consistía en hacer una doble comparación: primero, comparando las probabilidades de hombres y mujeres de ocupar la posición superior en todos los pares formados por niveles de autoridad adyacentes entre sí; y, a continuación, comparando la intensidad de la desigualdad que se había puesto de manifiesto en todas y cada una de aquellas comparaciones. La evidencia es favorable a la hipótesis del “techo de cristal” si a) la desventaja femenina es más intensa cuando la comparación afecta a niveles adyacentes que se encuentran más arriba en la jerarquía que cuando afecta a niveles situados más abajo; y b) esa intensificación se produce de modo consistente a medida que se asciende en la jerarquía (es decir, no se da en una región particular de la jerarquía, sino cada vez que la comparación se mueve hacia arriba)³. Si no se cumplen estas condiciones, no hay base empírica para afirmar que existe un “techo de cristal”.

Aplicando este enfoque, [Baxter y Wright \(2000\)](#) concluyeron que en ninguno de los tres países que estudiaron había rastro alguno del “techo de cristal”. En Estados Unidos, la desigualdad tenía su máxima intensidad en la comparación entre los niveles más bajos de la jerarquía; en Suecia y Australia había leves indicios de un “cuello de botella” en los niveles intermedios, pero no de intensificación de la desventaja femenina en los niveles más altos.

Aunque limitado por el uso de datos transversales y no exento de críticas ([Ferree y Purkayastha, 2000](#); [Britton y Williams, 2000](#); [Purcell, MacArthur y Samblanet, 2010](#); *cfr.* [Wright y Baxter, 2000](#)), el análisis de [Baxter y Wright \(2000\)](#) supuso un hito en la investigación sobre las desigualdades de género en autoridad, tanto por su especificación precisa de la hipótesis del “techo de cristal” como por el establecimiento de criterios estrictos para su contrastación⁴.

Un buen modo de honrar la memoria de Erik Wright puede ser ir más allá de la glosa de su trabajo en este campo y replicar sus análisis en un contexto diferente. A ello se dedica el resto de este artículo.

3 Una versión más débil de la hipótesis recibiría respaldo si la desigualdad es mayor cuando la comparación afecta a la cúspide de la organización (es decir, a sus dos niveles más altos) que cuando se aplica a cualquier otro par de niveles; es decir, solo se requeriría intensificación de la desventaja femenina por encima de un determinado umbral.

4 Buena parte de la investigación posterior ha arrojado resultados congruentes con los de [Wright et al. \(1995\)](#) y [Baxter y Wright \(2000\)](#); véase, por ejemplo, [Yamagata, Yeh, Stewman y Dodge \(1997\)](#), [Hultin \(2001\)](#), [Booth, Francesconi y Frank \(2003\)](#), [Elliott y Smith \(2004\)](#), [Bihagen y Ohls \(2006\)](#), [Helgertz \(2011\)](#) y [Zeng \(2011\)](#), como antes [Powell y Butterfield \(1994\)](#). [Maume \(2004\)](#) y, en cierta medida, [Gorman y Kmec \(2009\)](#), presentan resultados discrepantes. Pero es tanta la diversidad de estrategias de análisis que resulta difícil hacer un balance de la evidencia acumulada.

DATOS, VARIABLES Y PROCEDIMIENTOS

Se han utilizado datos procedentes de cuatro fuentes.

La “Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase” (ECBC) (Carabaña et al., 1992) fue realizada en 1991 y formaba parte del proyecto comparativo liderado por Wright. Contiene información detallada sobre la posición de los asalariados en distintas dimensiones de las relaciones de autoridad, a partir de la cual se han construido cuatro variables, aplicando los mismos criterios que Wright (1997, pp. 362-363)⁵:

- posición formal de autoridad (ocupación de un puesto al que nominalmente se atribuye autoridad en la organización), con dos versiones, una dicotómica y otra con seis categorías (puesto sin autoridad, de supervisión, y de dirección de cuatro niveles diferentes: bajo, medio, alto y muy alto);
- capacidad efectiva de toma de decisiones (dicotómica: participación directa en la toma de decisiones, ya sea individual o colectiva, frente a ausencia de participación);
- capacidad efectiva de sanción (dicotómica: influencia directa sobre el salario, el ascenso o la imposición de sanciones a otros empleados, frente a falta de influencia sobre todos estos aspectos);
- índice dicotómico de autoridad (tener autoridad en al menos dos de las tres dimensiones anteriores, frente a tenerla solo en una o en ninguna).

Se usan estos datos para comparar la intensidad de la “brecha de género” en autoridad existente en España en 1991 con la que Wright encontró en sus análisis sobre otros países, así como para hacer una primera aproximación a la contrastación de la hipótesis del “techo de cristal”, siguiendo el modelo de Baxter y Wright (2000).

La “Encuesta Sociodemográfica” (ESD), realizada en 1991 por el Instituto Nacional de Estadística (INE, 1993), también proporciona información sobre el grado de autoridad que ostentan los asalariados, distinguiendo cuatro tipos de puestos: empleado sin responsabilidad sobre otros empleados; supervisor o director de empleados (no cuadros); supervisor o director de cuadros; y supervisor o director general.

La “Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo” es una encuesta anual que el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales realizó entre 1999 y 2010⁶; aquí se usarán los datos de su primera etapa (ECVT-I), que cubren el período 1999-2004 e incluyen una medida de autoridad formal que distingue empleados sin autoridad, supervisores y directivos.

Finalmente, se utilizarán datos de las submuestras anuales de la “Encuesta de Población Activa” (EPA) para el período 2006-2013⁷. El INE aplica en ellas un cuestionario suplementario sobre “variables estructurales”, incluyendo una pregunta sobre autoridad con seis opciones de respuesta: empleado con jefes y sin subordinados; encargado, jefe de taller u oficina, capataz o similar; mando intermedio, con jefes y con subordinados; director de pequeña empresa, departamento o sucursal; director de empresa grande o media; y ocupado independiente, sin jefes y sin subordinados.

5 Se ha construido y analizado también una escala ordinal de autoridad de diez valores que resulta de combinar diferentes situaciones en las tres dimensiones de autoridad. Solo se hará alguna referencia ocasional a los resultados de estos análisis, que están a disposición del lector interesado.

6 Sobre su metodología, véase <http://www.mitramiss.gob.es/estadisticas/ecvt/welcome.htm>.

7 Se encuentra información sobre la metodología y principales resultados de estas submuestras anuales en la página web del INE (<http://www.ine.es>).

Los datos de estas encuestas, unidos a los de la ECBC, se usan para estudiar la evolución temporal de la intensidad de la “brecha de género” en autoridad (entendida en términos dicotómicos) a lo largo de dos décadas⁸. Además, se utiliza la información detallada contenida en la ESD (cuatro niveles de autoridad) y en la EPA (cinco niveles⁹) para contrastar la hipótesis del “techo de cristal” en dos momentos temporales distintos. Su gran tamaño muestral, unido en el caso de la EPA a la posibilidad de fundir datos de varios años, confiere a la prueba una gran potencia estadística.

Es importante subrayar que se analizan datos transversales para cuantificar las diferencias entre hombres y mujeres en cuanto a la probabilidad de ocupar posiciones de autoridad en determinados momentos temporales. No se hace un seguimiento de los flujos o movimientos a posiciones de autoridad o entre posiciones con distinto nivel de autoridad. Aunque la configuración del patrón de desigualdad existente en un momento determinado es la cristalización de los diversos procesos o transiciones que lo generan (ascensos, descensos, contrataciones externas, movimientos a otra empresa, al desempleo o a la inactividad), los datos no permiten observarlos directamente, sino tan solo hacer inferencias indirectas sobre ellos. Esto supone una limitación innegable, aunque, según sostuvieron [Baxter y Wright \(2000\)](#), no insalvable. Al mismo tiempo, se debe notar que los datos utilizados son representativos de toda la mano de obra asalariada (se ha descartado a los empleadores y empleados por cuenta propia), a diferencia de lo que ocurre en muchos estudios sobre el tema, que se centran solo en un sector, ocupación u organización.

Se han estimado modelos de regresión logística binomial, que toman como variable dependiente la distinción entre empleados sin autoridad y con autoridad (cuando se evalúa la magnitud de la “brecha de género”) o la contraposición entre dos niveles adyacentes en la jerarquía de autoridad (cuando se contrasta la hipótesis del “techo de cristal”)¹⁰. En todos los casos, se ha estimado tanto el “efecto bruto” del género como su “efecto neto”, controlando la influencia de otras variables que es esperable que estén relacionadas con la ocupación de posiciones de autoridad. Estas variables incluyen características personales, familiares y laborales de los empleados, características de su empleo y características de la organización en que están empleados. Las variables de control no son las mismas en todos los análisis; al pie de cada tabla de resultados se indicará qué variables se tiene en cuenta en cada momento¹¹.

RESULTADOS

Magnitud: la “brecha de género” en España en 1991, en perspectiva comparada

Se ha replicado con datos de la ECBC (1991) los análisis de [Wright \(1997\)](#), a fin de obtener una estimación comparativa de la magnitud de la “brecha de género” existente en España hace tres décadas. La [tabla 1](#) muestra los resultados para España, acompañando los

8 Aunque, como se ha visto, las cuatro encuestas aplican categorizaciones de las posiciones de autoridad diferentes, la distinción entre tener alguna autoridad y no tenerla en absoluto parece inequívoca y consistente entre todas ellas, de modo que no debería haber problemas de comparabilidad.

9 Cinco niveles y no seis, porque se ha fusionado la categoría “ocupado independiente, sin jefes y sin subordinados”, que tiene una frecuencia muy baja, con la de “empleado con jefes y sin subordinados”, formando una categoría más general de “empleados sin autoridad”.

10 En los análisis (no presentados) cuya variable dependiente es la escala ordinal de autoridad disponible para la ECBC, se recurre a la regresión logística ordinal acumulativa con razones proporcionales.

11 Se puede solicitar al autor detalles sobre la operacionalización de estas variables de control.

reportados por Wright (1997, pp. 338-343) para siete países¹². Concretamente, se presentan los coeficientes logísticos brutos y netos del género, sus errores típicos y una medida de la “brecha de género” (en lo sucesivo, DG, por “diferencial de género”) calculada a partir de los coeficientes, que varía entre +1 (máxima desigualdad a favor de los hombres) y -1 (máxima desigualdad a favor de las mujeres) y toma valor 0 cuando no hay desigualdad¹³.

Hay que advertir que la comparación directa de los coeficientes logísticos de distintos países/modelos o de los DG calculados a partir de ellos puede ser problemática. Su tamaño está influido por el nivel de heterogeneidad no observada en cada modelo y los test de significación de las diferencias entre coeficientes dan por supuesto que aquella es constante a través de los modelos comparados (Allison, 1999; Mood, 2010) o entre los grupos que se someten a comparación a través de un único modelo con interacciones entre la variable definitoria de los grupos y todas las demás variables (Williams, 2009). Aunque se han propuesto reglas prácticas para comprobar el cumplimiento de aquel supuesto y procedimientos alternativos para comparar los resultados de distintos modelos, no es posible aplicarlos aquí, ya que las tablas de Wright (1997) no proporcionan la información necesaria y tampoco se dispone de los microdatos originales. Por esta razón, se acude a tests de significación de las diferencias entre los coeficientes obtenidos para España y para los demás países, admitiendo que dependen de un supuesto cuyo cumplimiento no se ha podido comprobar¹⁴. Esta limitación puede ser menos grave de lo que parece a primera vista si, como han argumentado Buis (2017) y Kuha y Mills (2018), las diferencias en la heterogeneidad no observada pueden afectar severamente a la validez de la comparación de coeficientes cuando tras la variable dependiente dicotómica subyace una variable latente continua que es el auténtico foco del análisis, pero no cuando el centro de interés radica en las probabilidades de ocurrencia de un suceso o estado definible en términos estrictamente dicotómicos.

Con la prudencia exigida por las consideraciones anteriores, del examen de la [tabla 1](#) se pueden sacar cuatro lecciones. Las tres primeras se refieren a *semejanzas* entre España y los demás países, que confirman regularidades ya señaladas por Wright. Primero, en España, como en los otros países, existe una importante “brecha de género” en todas las dimensiones de la autoridad (coeficientes negativos, DG positivos). Segundo, la intensidad de la desigualdad varía de una a otra dimensión: la desventaja femenina parece mayor en capacidad de sanción que en autoridad formal o en capacidad efectiva de toma de decisiones (compárense, por ejemplo, los DG brutos registrados en España: 0,68 frente a 0,54 y 0,46)¹⁵. En tercer lugar, la “brecha de género” se mantiene prácticamente intacta en los análisis multivariados (panel B); la desventaja de las mujeres no es explicable por las variables de control que se ha tenido en cuenta.

12 La [tabla A1.1](#), en apéndice publicado como material complementario, refleja datos descriptivos sobre la presencia de hombres y mujeres en posiciones de autoridad en cada una de las dimensiones y países estudiados.

13 Cuando, tomando a los hombres como categoría de referencia, el coeficiente logístico es negativo, este diferencial de género es $1 - \exp(b)$; cuando el coeficiente es positivo, es $-1 + 1/\exp(b)$. Esta medida de la “brecha de género” adapta la usada por Wright (1997, p. 336), a fin de contemplar la posibilidad de que en algún modelo el coeficiente sea positivo (desigualdad a favor de las mujeres, DG entre 0 y -1).

14 Para los análisis bivariados, los resultados de esos tests se han cotejado con los de pruebas de homogeneidad de la asociación entre género y autoridad a través de los países en las tablas de contingencia género x autoridad x país; concretamente, se ha usado la prueba de homogeneidad de Tarone (Fleiss, Levin y Paik, 2003, cap. 10). Los resultados de ambos procedimientos son prácticamente idénticos.

15 Las diferencias entre la “brecha” en capacidad de sanción y en participación en decisiones es estadísticamente significativa ($p=0,02$); con la autoridad formal, solo lo es para un nivel de significación del 10% ($p=0,07$).

Tabla 1. “Brecha de género” en el acceso a posiciones de autoridad en el trabajo circa 1990**A. Bruta (sin controles)**

País ¹	Posición formal de autoridad ²			Toma de decisiones ³			Capacidad de sanción ⁴			Índice dicotómico de autoridad ⁵		
	b	e.t.	1-exp(b)	b	e.t.	1-exp(b)	b	e.t.	1-exp(b)	b	e.t.	1-exp(b)
EE.UU.	-0,54	0,13	0,42	-0,64	0,16	0,47	-0,60	0,14	0,45	-0,62	0,14	0,46
Australia	-0,43	0,14	0,35	-0,32	0,14	0,27	-0,70	0,14	0,50	-0,58	0,14	0,44
Reino Unido	-0,79	0,14	0,55	-0,82	0,17	0,56	-1,15	0,18	0,68	-0,98	0,16	0,62
Canadá	-0,86	0,13	0,58	-0,75	0,14	0,53	-1,08	0,16	0,66	-1,07	0,15	0,66
Suecia	-0,97	0,16	0,62	-0,70	0,20	0,50	-1,46	0,26	0,77	-1,61	0,24	0,80
Noruega	-1,70	0,15	0,82	-0,91	0,15	0,60	-1,95	0,22	0,86	-1,98	0,20	0,86
Japón	-3,21	0,43	0,96	-2,40	0,44	0,91	-2,85	0,47	0,94	-3,56	0,60	0,97
España	-0,79	0,12	0,54	-0,61	0,13	0,46	-1,12	0,17	0,68	-1,22	0,16	0,70

B. Neta (con controles)

País ¹	Posición formal de autoridad ²			Toma de decisiones ³			Capacidad de sanción ⁴			Índice dicotómico de autoridad ⁵		
	b	e.t.	1-exp(b)	b	e.t.	1-exp(b)	b	e.t.	1-exp(b)	b	e.t.	1-exp(b)
EE.UU.	-0,48	0,17	0,38	-0,55	0,19	0,42	-0,51	0,17	0,40	-0,45	0,18	0,36
Australia	-0,44	0,17	0,35	-0,51	0,17	0,40	-0,66	0,17	0,48	-0,60	0,17	0,45
Reino Unido	-0,59	0,20	0,44	-0,72	0,22	0,51	-0,96	0,22	0,62	-0,70	0,21	0,50
Canadá	-0,77	0,16	0,54	-0,84	0,24	0,57	-0,80	0,18	0,55	-0,87	0,18	0,58
Suecia	-0,98	0,21	0,62	-0,85	0,24	0,57	-1,24	0,29	0,71	-1,54	0,27	0,79
Noruega	-1,44	0,18	0,76	-0,95	0,18	0,61	-1,53	0,25	0,78	-1,70	0,22	0,82
Japón	-3,29	0,53	0,96	-2,12	0,52	0,88	-2,51	0,52	0,92	-3,73	0,76	0,98
España	-0,73	0,14	0,52	-0,78	0,15	0,55	-0,93	0,19	0,61	-1,23	0,18	0,70

¹ Las N varían ligeramente según la variable dependiente. Las correspondientes al índice dicotómico de autoridad son: Estados Unidos: 1.178; Australia: 1.006; Reino Unido: 1.051; Canadá: 1.424; Suecia: 985; Noruega: 1.415; Japón: 426; España: 2.443.

² Posición formal de autoridad: valor 1: empleados en posiciones de supervisión y dirección de cualquier nivel); valor 0: empleados sin autoridad.

³ Toma de decisiones: valor 1: empleados que participan directamente en la toma de decisiones en el trabajo (no solo aconsejan); valor 0: empleados sin participación en decisiones.

⁴ Capacidad de sanción: valor 1: empleados con capacidad de influir en el salario, el ascenso o la sanción de sus subordinados; valor 0: empleados sin esa capacidad.

⁵ Índice dicotómico: valor 1: empleados con autoridad en al menos dos de las tres dimensiones; valor 0: empleados sin autoridad o con autoridad en una sola dimensión.

Las entradas de la tabla son coeficientes logísticos de la variable sexo (categoría de referencia: hombre), sus errores típicos, y diferenciales de género (1-exp(b)) calculados a partir de ellos. Todos son estadísticamente significativos, al menos, al nivel del 5% (p<0,05). Las variables de control son: sector de actividad, sector de empleo, tipo de ocupación, dedicación, nivel de estudios y edad.

Fuente: Para España, elaboración propia a partir de la ECBC. Para los demás países: [Wright \(1997\)](#).

Tabla 2. Pruebas de significación de las diferencias de magnitud de la “brecha de género” en autoridad entre España y otros países**A. Bruta (sin controles)**

		Posición formal de autoridad	Toma de decisiones	Capacidad de sanción	Índice dicotómico de autoridad
Estados Unidos	Prueba de Wald	1,997	0,021	5,575	7,965
	p	0,158	0,884	0,018	0,005
Australia	Prueba de Wald	3,812	2,304	3,637	9,062
	p	0,051	0,129	0,057	0,003
Reino Unido	Prueba de Wald	0,000	0,963	0,015	1,125
	p	1,000	0,326	0,904	0,289
Canadá	Prueba de Wald	0,157	0,537	0,029	0,468
	p	0,692	0,464	0,864	0,494
Suecia	Prueba de Wald	0,810	0,142	1,198	1,828
	p	0,368	0,706	0,274	0,176
Noruega	Prueba de Wald	22,442	2,284	8,912	8,805
	p	0,000	0,131	0,003	0,003
Japón	Prueba de Wald	29,385	15,221	11,981	14,200
	p	0,000	0,000	0,001	0,000

B. Neta (con controles)

		Posición formal de autoridad	Toma de decisiones	Capacidad de sanción	Índice dicotómico de autoridad
Estados Unidos	Prueba de Wald	1,289	0,903	2,714	9,389
	p	0,256	0,342	0,099	0,002
Australia	Prueba de Wald	1,734	1,418	1,122	6,475
	p	0,188	0,234	0,290	0,011
Reino Unido	Prueba de Wald	0,329	0,051	0,011	3,672
	p	0,566	0,822	0,918	0,055
Canadá	Prueba de Wald	0,035	0,070	0,247	2,000
	p	0,851	0,791	0,619	0,157
Suecia	Prueba de Wald	0,981	0,061	0,800	0,913
	p	0,322	0,805	0,371	0,339
Noruega	Prueba de Wald	9,694	0,526	3,651	2,734
	p	0,002	0,468	0,056	0,098
Japón	Prueba de Wald	21,809	6,130	8,145	10,246
	p	0,000	0,013	0,004	0,001

En negrita se resaltan las comparaciones para las que se encuentran diferencias significativas, al menos, al nivel del 10% ($p < 0,10$).

Fuente: Cálculos a partir de los coeficientes logísticos y errores típicos presentados en la [tabla 2](#).

La cuarta conclusión se refiere a *diferencias* entre España y los otros países. La [tabla 2](#) muestra el resultado de aplicar la prueba de Wald a las diferencias entre los coeficientes estimados para España y para cada uno de los demás países ([tabla 1](#)). Parece claro que el nivel de desigualdad que se encuentra en España se sitúa a medio camino entre los países en que la desigualdad es menor (Estados Unidos y Australia) y mayor (Noruega y Japón), alineándose, por tanto, con Canadá, Suecia y, con la sola excepción del modelo multivariado para el índice dicotómico de autoridad, Reino Unido.

Podemos añadir otros dos elementos de información. Por un lado, en las regresiones que toman como variable dependiente la escala ordinal de autoridad (no presentadas) el coeficiente del género para España también es significativamente menor que para Suecia, tanto en el modelo bivariado como en el multivariado. Por otro lado, la ESD, que tiene la ventaja de su gran tamaño muestral, permite replicar el análisis anterior, aunque solo para la autoridad formal. La “brecha de género” estimada para España con la ESD es un poco mayor que la registrada en la ECBC (DG bruto de 0,65 frente a 0,54; $p=0,023$), pero con ambas encuestas se identifica el mismo patrón de diferencias con otros países: la desigualdad es en España significativamente mayor que en Estados Unidos y Australia ($p<0,001$) y menor que en Noruega y Japón ($p<0,001$). No hay diferencias significativas con Suecia y Canadá y la que hay con Reino Unido solo es significativa al 10% ($p=0,07$).

Resumiendo, hace tres décadas había en España una “brecha de género” en autoridad de una intensidad semejante a la que se encontraba en países con niveles intermedios de desigualdad; Canadá era el más parecido, el único con el que no se encuentra ninguna diferencia significativa. Esa “brecha” afectaba a todas las dimensiones de la autoridad, aunque podría ser algo más intensa en la capacidad de sanción, y no se explicaba por diferencias entre hombres y mujeres en cuanto a edad, nivel de estudios, tipo de ocupación, nivel de dedicación, sector de empleo o rama de actividad de la empresa.

Veamos ahora si esta “brecha de género” ha persistido desde 1991, a lo largo de un período en el cual la sociedad española ha sufrido grandes transformaciones y ha continuado el cambio del perfil educativo y laboral de las mujeres iniciado en las décadas anteriores.

Evolución temporal de la “brecha de género” desde 1991

Los datos solo permiten hacer un seguimiento temporal de la “brecha de género” en una dimensión: la autoridad formal. A partir de las medidas disponibles en las cuatro encuestas, se ha construido una dicotomía entre empleados sin autoridad y empleados que tienen atribuida autoridad en cualquier grado (supervisores, capataces, jefes, cuadros y directivos de cualquier nivel)¹⁶.

Tomando esta dicotomía como variable dependiente, se han estimado modelos logísticos, tanto simples como multivariados, controlando los efectos de las seis variables incluidas en los análisis iniciales con la ECBC y, además, los de la antigüedad, el tamaño de la empresa o establecimiento, la convivencia en pareja y la tenencia de hijos. A partir de estos modelos se han calculado, además de los DG, los “efectos marginales medios” (EMM) del género, que equivalen a la diferencia entre las medias de las probabilidades de ocupar una posición de autoridad predichas para las mujeres y para los hombres, calculadas para cada individuo manteniendo las demás variables en sus valores observados¹⁷. Se suele considerar que los EMM proporcionan un instrumento adecuado para evaluar y comparar

¹⁶ La figura [A1.1](#), en apéndice publicado como material complementario, da información descriptiva sobre el cambio en el peso relativo de las posiciones de autoridad formal en España durante el período cubierto por los datos.

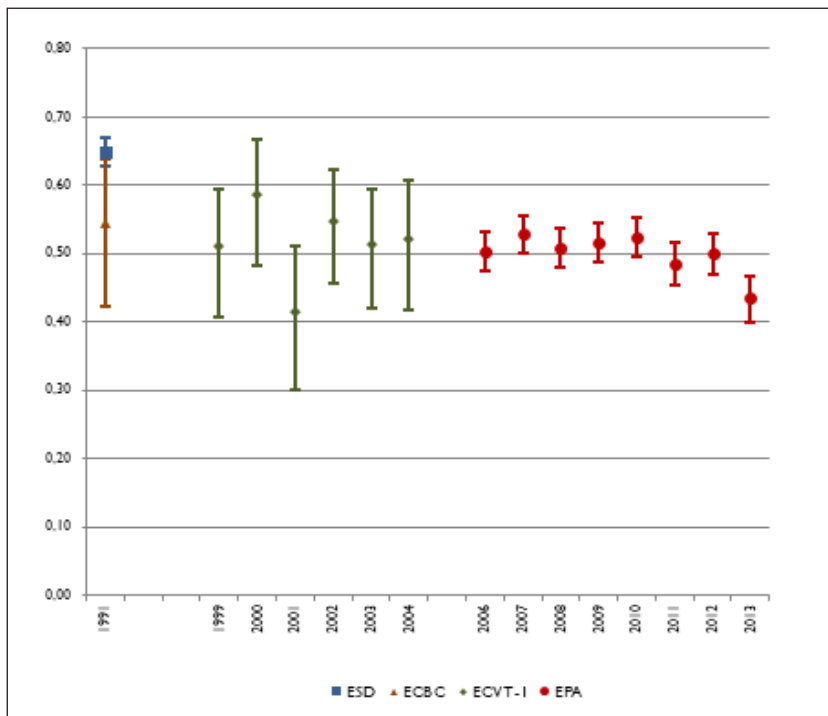
¹⁷ Se ha invertido el signo de los EMM, para que valores positivos indiquen ventaja a favor de los hombres y negativos ventaja a favor de las mujeres.

efectos si se está interesado en el promedio poblacional y no en el efecto individual para sujetos con determinadas características prefijadas (Mood, 2010; Norton, 2012).

La figura 1 presenta los valores que toman los DG y los EMM brutos y netos para toda la serie de datos. La introducción de controles afecta en mayor medida a los EMM que a los DG y, mientras que para los EMM siempre implica una disminución, los DG netos son a veces mayores que los brutos. De todos modos, como ya se había mostrado en el apartado anterior, incluir variables de control nunca hace desaparecer la desigualdad entre hombres y mujeres: la reducción que provoca en los EMM es mayor en 1991 y a partir de 2010, pero siempre está muy lejos de neutralizar la “brecha de género”¹⁸.

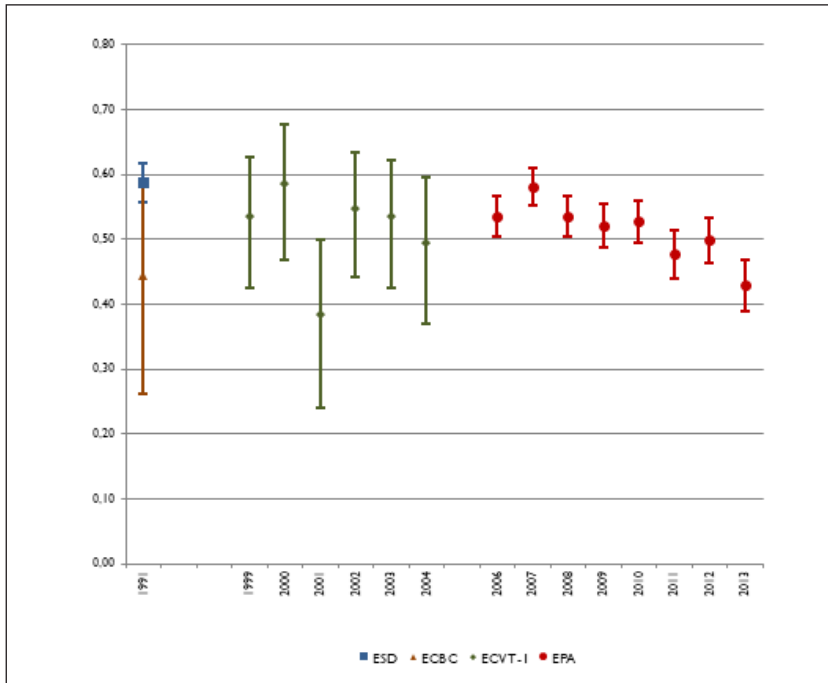
Figura 1. Evolución temporal de la “brecha de género” en acceso a posiciones en la jerarquía formal de autoridad en el trabajo en España. 1991-2013

A. Diferencial de género bruto (sin controles)

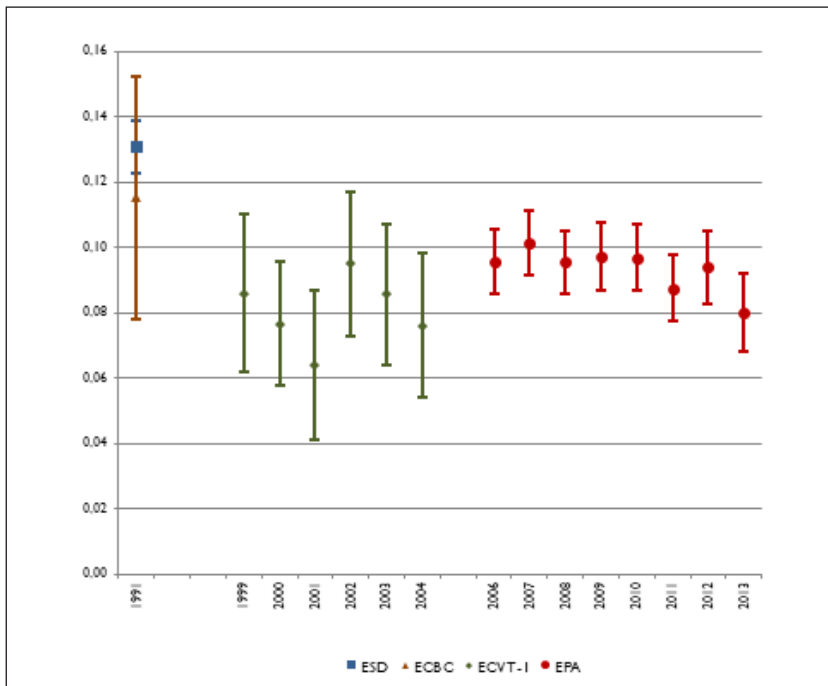


¹⁸ La reducción del DG en 1991 al introducir controles es bastante mayor que la que se registraba en los análisis presentados en el apartado anterior, debido a la presencia de controles adicionales (antigüedad, tamaño de la empresa, convivencia en pareja, hijos).

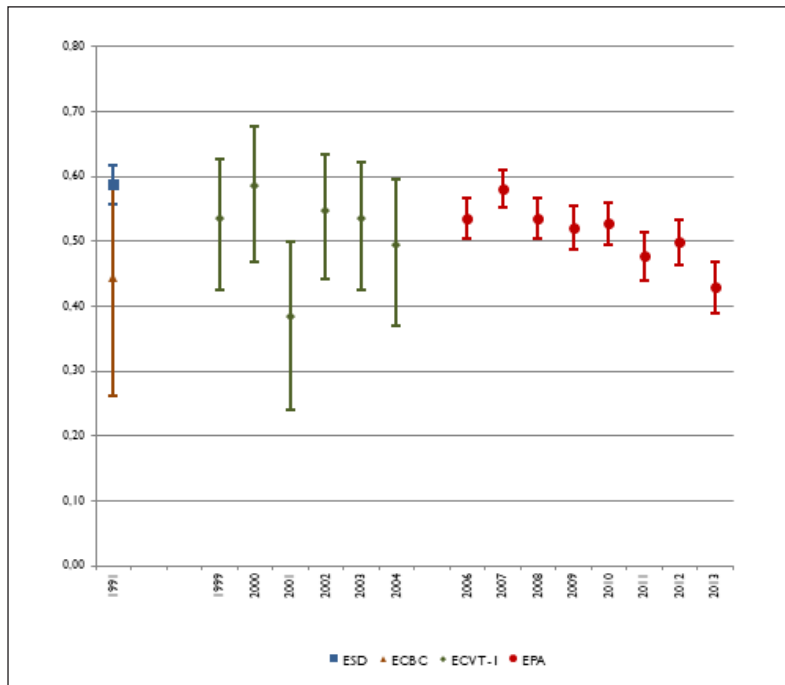
B. Diferencial de género neto (con controles)



C. Efectos marginales medios brutos (sin controles)



D. Efectos marginales medios netos (con controles)



Los valores representados en los paneles A y B corresponden al diferencial de género ($1 - \exp(b)$). En los paneles C y D se representan efectos marginales medios calculados, en su caso, manteniendo las covariables en sus valores observados.

Las variables de control son: sector de actividad, sector de empleo, tipo de ocupación, dedicación, antigüedad, tamaño de la empresa o del establecimiento, nivel de estudios, edad, convivencia en pareja y tenencia de hijos.

Fuente: Elaboración propia. Cálculos a partir de los coeficientes logísticos y errores típicos de modelos de regresión logística binomial estimados sobre datos de la ESD (1991), ECBC (1991), ECVT (1999-2004) y submuestras anuales de la EPA (2006-2013).

Para valorar el cambio temporal en la intensidad de la desventaja femenina, se tomará como referencia inicial la ESD, que, por su gran tamaño muestral, proporciona una estimación mucho más precisa que la ECBC. En líneas generales, los DG y EMM brutos siguen trayectorias similares, con una disminución de la desigualdad entre 1991 y 1999, seguida de una década de fluctuaciones sin tendencia definida y de ciertos indicios de descenso hacia comienzos de la segunda década del siglo XXI. En los DG y EMM netos, hay dudas sobre la disminución entre 1991 y 1999 y, en cambio, parece perfilarse más nítidamente una tendencia descendente al final del período estudiado. Haciendo un balance general, los EMM brutos disminuyen un 39% entre 1991 y 2013, mientras que los netos lo hacen un 31%; según los DG, el balance es parecido: se reduce un 33% la “brecha de género” bruta y 27% la neta. En ambos casos, es llamativo el hecho de que la intensidad del cambio registrado es menor cuando se controla el efecto de otras variables¹⁹.

¹⁹ Esa diferencia es mucho mayor si se toma como referencia la ECBC: en este caso, habría una reducción apreciable en la brecha bruta (muegan 30% los EMM y 20% los DG), pero la neta habría cambiado muy poco (6% según EMM, 3% según DG).

Si hubiese que resumir de manera prudente cuanto se ha dicho, podríamos decir que, a tenor de los datos disponibles, la intensidad de la “brecha de género” en España *no es constante*, pues no tiene una magnitud fija e inalterable, *pero sí persistente*, pues la apreciable reducción que experimentó en la década de los noventa del siglo pasado no se ha seguido produciendo en un grado comparable en el siglo XXI y el nivel de desigualdad al final del período sigue siendo considerable²⁰.

Pauta de desigualdad: contrastando la hipótesis del “techo de cristal”

En los pasos anteriores, se ha examinado la “brecha de género” en autoridad en el trabajo de modo global. Sin embargo, tan relevante como determinar la intensidad de esa “brecha” es elucidar su forma, es decir, el patrón de desigualdad que se encuentra a lo largo de la escala de autoridad.

Habida cuenta de lo extendida que está la metáfora del “techo de cristal”, parece inevitable tomarla como referencia. Así se hará en este apartado, siguiendo la estrategia de análisis de [Baxter y Wright \(2000\)](#)²¹. Se hará para ello una comparación de comparaciones, contraponiendo entre sí las probabilidades que tienen hombres y mujeres de estar en el nivel superior en lugar de en el inferior para distintos pares de niveles adyacentes en la jerarquía de autoridad. Se concluirá que hay evidencia a favor de un “techo de cristal” si la ventaja masculina aumenta de manera progresiva a medida que se asciende en la jerarquía. En caso contrario, se rechazará la hipótesis, ya sea porque la desigualdad es más intensa en los niveles inferiores (“suelo pegajoso”) o intermedios (“cuello de botella”), o porque es constante a lo largo de toda la jerarquía.

Para empezar, se comparan los resultados que arroja el análisis de la ECBC con los reportados por [Baxter y Wright \(2000\)](#) para Estados Unidos, Australia y Suecia. La tabla 3 presenta los coeficientes y errores típicos del género en regresiones logísticas que toman como variable dependiente la probabilidad de ocupar la posición superior (en lugar de la inferior) para los cinco pares de niveles adyacentes que resultan de las comparaciones entre los seis niveles de autoridad distinguidos en la ECBC²².

La comparación de los coeficientes no revela indicio alguno de la existencia de un “techo de cristal”. Los coeficientes son negativos (desventaja femenina) en las cuatro primeras contraposiciones entre niveles adyacentes, pero solo es estadísticamente significativo en la primera de ellas y, lo más importante, su magnitud no aumenta progresivamente según se asciende en la escala de autoridad. Además, el coeficiente para la contraposición entre los dos niveles más altos es positivo (ventaja femenina), aunque no significativo. De hecho, la única diferencia entre coeficientes que es estadísticamente significativa ($p=0,029$) es precisamente la existente entre el coeficiente bruto negativo para la contraposición empleado-supervisor y el positivo para la contraposición directivo alto-directivo muy alto, diferencia que tiene signo opuesto al predicho por la hipótesis que estamos contrastando²³.

20 No hay muchos estudios que ofrezcan un referente comparativo para estos resultados. Con otra medida de autoridad, [Bygren y Gähler \(2007\)](#) encontraron en Suecia entre 1968 y 2000 una pauta de cambio que parece prefigurar la aquí identificada para España: descenso en la década de los setenta, estabilización en los ochenta y disminución muy lenta a partir de 1990.

21 No se dispone de datos para España que permitan seguir las trayectorias laborales individuales y, además, contengan información detallada sobre autoridad en el trabajo, recojan las transiciones entre sus niveles, sean representativos del conjunto de la población asalariada y proporcionen muestras grandes.

22 En los modelos multivariados, se han incluido las mismas variables de control que en [Baxter y Wright \(2000\)](#). En la tabla A1.2, en apéndice, se describe la distribución de los asalariados españoles en la jerarquía de autoridad según la ECBC.

23 Por tanto, la hipótesis tampoco recibiría apoyo en su versión más débil, pues donde menos evidencia de desventaja se detecta es en la cúspide de la jerarquía de autoridad.

Tabla 3. “Brecha de género” en distintos niveles adyacentes de la jerarquía de autoridad, circa 1990,**A. Bruto (sin controles)**

Categorías comparadas	Estados Unidos (1980, 1991)		Australia (1986, 1993)		Suecia (1980, 1995)		España (1991)	
	b (e.t.)	n	b (e.t.)	n	b (e.t.)	n	b (e.t.)	n
Empleado vs. Supervisor	-0,56** (0,11)	2.078	-0,30** (0,11)	1.867	-0,71** (0,13)	1.682	-0,59** (0,13)	2.307
Supervisor vs. Directivo bajo	0,20 (0,26)	540	0,28 (0,22)	568	0,01 (0,31)	387	-0,38 (1,01)	359
Directivo bajo vs. medio	0,02 (0,29)	254	-0,76** (0,26)	258	-1,06** (0,43)	128	-0,15 (1,07)	65
Directivo medio vs. Alto	-0,28 (0,29)	271	0,09 (0,28)	248	-0,20 (0,56)	111	-0,69 (0,58)	116
Directivo alto vs. Muy alto	0,31 (0,31)	212	-0,19 (0,35)	159	0,49 (0,59)	79	0,89 (0,73)	76

B. Neto (con controles)

Categorías comparadas	Estados Unidos (1980, 1991)		Australia (1986, 1993)		Suecia (1980, 1995)		España (1991)	
	b (e.t.)	n	b (e.t.)	n	b (e.t.)	n	b (e.t.)	n
Empleado vs. Supervisor	-0,35** (0,14)	1.867	-0,25* (0,13)	1.809	-0,81** (0,16)	1.510	-0,48** (0,15)	2.257
Supervisor vs. Directivo bajo	0,30 (0,31)	482	0,06 (0,25)	558	0,33 (0,37)	349	-0,99 (1,55)	356
Directivo bajo vs. medio	-0,35 (0,34)	234	-0,57* (0,31)	254	-0,95* (0,53)	113	0,02 (2,15)	60
Directivo medio vs. Alto	-0,47 (0,36)	248	0,14 (0,33)	243	-0,27 (0,72)	99	-0,71 (0,78)	111
Directivo alto vs. Muy alto	0,37 (0,44)	187	-0,18 (0,41)	154	0,59 (0,74)	75	1,09 (1,31)	76

* p<0,05 ** p<0,01

Las entradas de la tabla son coeficientes logísticos de la variable sexo (referencia: hombre) y sus errores típicos. Las variables de control son: sector de empleo, tipo de ocupación, dedicación, nivel de estudios, edad, convivencia en pareja y tenencia de hijos.

Fuente: Para España, elaboración propia a partir de la ECBC. Para los demás países: [Baxter y Wright \(2000\)](#).

La ausencia de un efecto de “techo de cristal” en España no es una singularidad, sino que es congruente con lo que, como señalaron [Baxter y Wright \(2000\)](#), se encuentra en los demás países. La pauta española se asemeja especialmente a la de Estados Unidos, pues en estos dos países ni siquiera se encuentra el “cuello de botella” que se vislumbra en Australia y Suecia²⁴.

²⁴ El resultado es el mismo si, en lugar de comparar las desventajas femeninas entre niveles adyacentes de la estructura de autoridad, se repite el análisis contraponiendo diversas agrupaciones de niveles, de modo que se pueda comparar el signo y la intensidad de las desigualdades en “regiones” más amplias de la estructura de autoridad. De nuevo, nada indica que las desigualdades se intensifiquen al ascender en la jerarquía. Estos resultados adicionales están a disposición de los lectores interesados.

Se podría pensar que estos resultados negativos acaso se deban a que, sobre todo en los niveles altos, se cuenta con una base muestral muy pequeña. Para evitar este problema, aplicaremos la misma estrategia de análisis a los datos de la ESD para 1991 y de la EPA para 2006-2013, que proporcionan muestras enormes.

Tabla 4. “Brecha de género” en distintos niveles adyacentes de la jerarquía de autoridad. España, 1991

Categorías comparadas	Bruto	Neto	N
	b (e.t.)	b (e.t.)	
Empleado vs. Supervisor de empleados	-0,95*** (0,04)	-0,74*** (0,04)	40.639
Supervisor vs. supervisor de supervisores	-0,28*** (0,08)	-0,47*** (0,09)	6.524
Supervisor de supervisores vs. supervisor general	-0,11 (0,11)	-0,13 (0,13)	2.356

* $p < 0,05$ ** $p < 0,01$ *** $p < 0,005$

Las entradas de la tabla son coeficientes logísticos de la variable sexo (referencia: hombre) y sus errores típicos. Las variables de control son: sector de actividad, sector de empleo, tipo de ocupación, dedicación, tamaño de la empresa, interrupción en la trayectoria de actividad, nivel de estudios, edad, convivencia en pareja y tenencia de hijos.

Fuente: Elaboración propia, a partir de la Encuesta Sociodemográfica del INE (1991)

En la [tabla 4](#) se presentan los coeficientes logísticos del sexo (y sus errores típicos) para las tres comparaciones entre niveles que se pueden hacer en la ESD²⁵. La variación de los coeficientes brutos y netos sigue básicamente la misma pauta: son mayores para la contraposición entre empleados y supervisores de empleados y disminuyen cuando se asciende en la escala de autoridad, hasta ser diminutos y no significativos para la contraposición entre supervisores/directores de supervisores y supervisores/directores generales. Las diferencias entre los coeficientes (tanto brutos como netos) obtenidos para la primera comparación de categorías y los obtenidos para cada una de las otras dos son estadísticamente significativas al nivel del 1%²⁶.

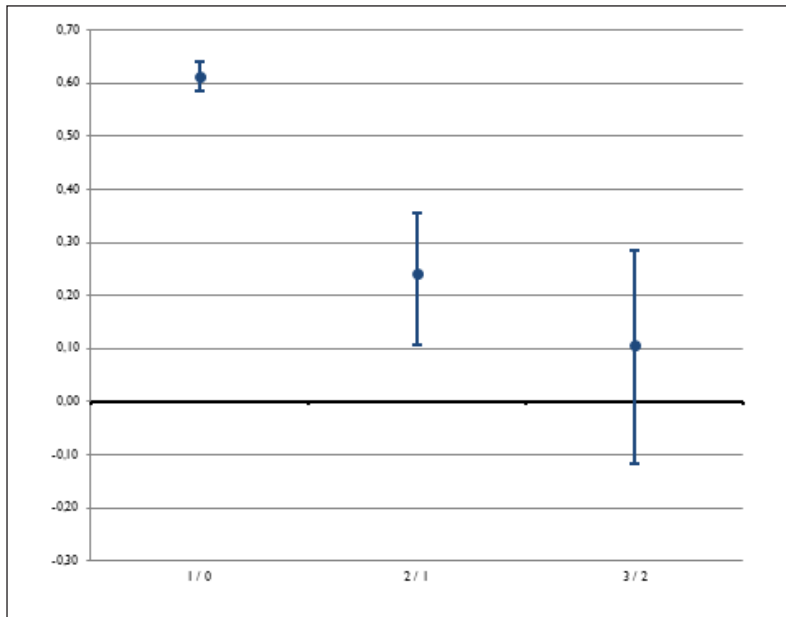
La [figura 2](#) exhibe los resultados en forma de DG y EMM calculados a partir de estos modelos de regresión. Los DG reflejan fielmente la pauta de disminución de la desigualdad que se acaba de describir, lo cual es lógico porque son una simple transformación de los coeficientes. Si se atiende a los EMM, se sigue apreciando el mismo patrón de atenuación de la desventaja femenina al ascender en la jerarquía y se confirma que esa desventaja no es sustantiva o estadísticamente significativa cuando el análisis se centra en los niveles más altos; sin embargo, la amplitud de los intervalos de confianza deja ahora más abierta la cuestión de si realmente hay *disminución* o *constancia* de la desigualdad. Lo que sí se puede afirmar con rotundidad es que no hay ni rastro de la pauta de intensificación progresiva de la desigualdad característica de un efecto de “techo de cristal”.

25 Véase al pie de la [tabla 4](#) el listado de las variables de control incluidas en los modelos multivariados. La tabla A1.3, en apéndice, refleja la distribución de los asalariados en la jerarquía de autoridad según la ESD.

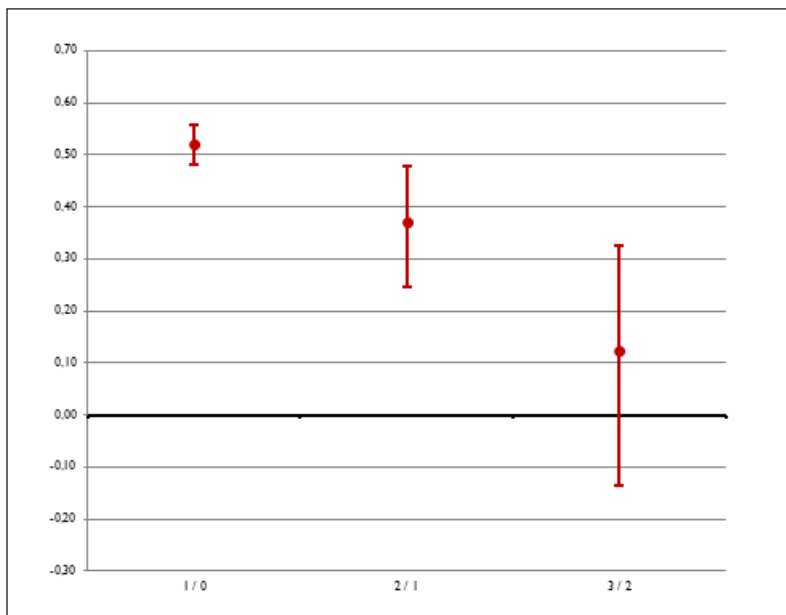
26 Para evaluar la significación de las diferencias del efecto del sexo entre pares de niveles que no se solapan, se ha estimado un modelo logístico binomial con un término de interacción entre el sexo y el par de niveles comparados, trabajando con la muestra completa que incluye todos los niveles; para evaluar diferencias entre pares de niveles que sí se solapan (un nivel de autoridad forma parte de los dos pares), se ha estimado un modelo logístico multinomial y se ha contrastado la restricción de igualdad entre los coeficientes de sexo para esos pares. Se ha hecho lo mismo en los análisis sobre la EPA.

Figura 2. “Brecha de género” en distintos niveles adyacentes de la jerarquía de autoridad. España, 1991

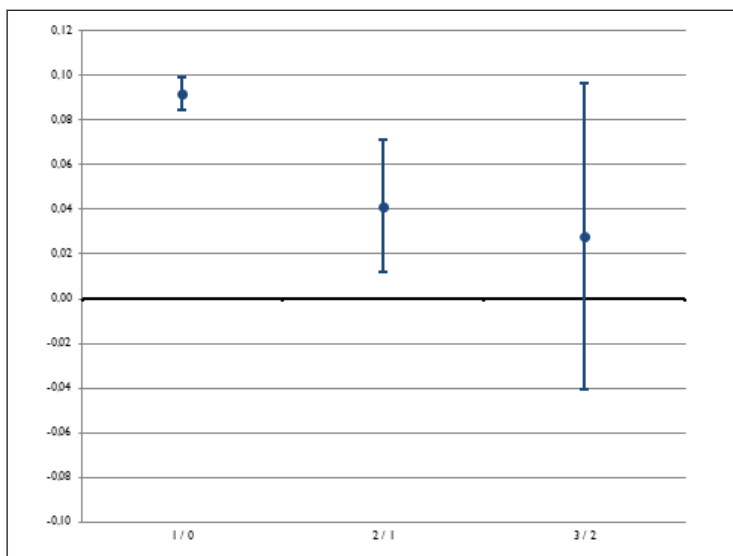
A. Diferencial de género bruto (sin controles)



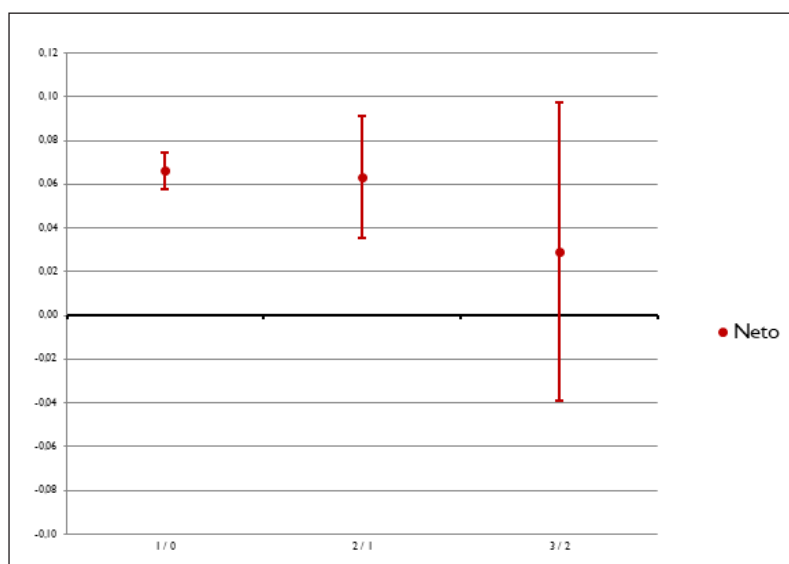
B. Diferencial de género neto (con controles)



C. Efectos marginales medios brutos (sin controles)



D. Efectos marginales medios netos (con controles)



Códigos de las categorías: 0: empleado; 1: supervisor de empleados; 2: supervisor de supervisores; y 3: supervisor general.

Los valores representados en los paneles A y B corresponden al diferencial de género ($1 - \exp(b)$, si el diferencial es favorable a los hombres, o $-1 + 1/\exp(b)$ si es favorable a las mujeres). En los paneles C y D se representan efectos marginales medios calculados, en su caso, manteniendo las covariables en sus valores observados.

Fuente: Elaboración propia. Cálculos a partir de los coeficientes logísticos y errores típicos de modelos de regresión logística binomial estimados sobre datos de la Encuesta Sociodemográfica del INE (1991) (tabla 4).

Finalmente, la [tabla 5](#) muestra lo que ocurre cuando se repiten los análisis con datos de las EPA anuales entre 2006 y 2013²⁷. En su primer panel se presentan los coeficientes logísticos y errores típicos de modelos estimados para todos los pares de niveles de autoridad; los DG y EMM calculados a partir de ellos se despliegan gráficamente en los paneles A y C de la [figura 3](#).

Tabla 5. “Brecha de género” en distintos niveles adyacentes de la jerarquía de autoridad. España, 2006-2013

A. Con todos los niveles desagregados

Categorías comparadas	Bruto	Neto	N
	b (e.t.)	b (e.t.)	
0 vs. 1	-0,79 (0,02)	-0,69 (0,02)	236.014
1 vs. 2	0,29 (0,02)	-0,07 (0,02)	38.251
2 vs. 3	-0,34 (0,03)	-0,37 (0,04)	22.340
3 vs. 4	-0,51 (0,08)	-0,40 (0,08)	6.372

B. Con los niveles 1 y 2 fundidos

Categorías comparadas	Bruto	Neto	N
	b (e.t.)	b (e.t.)	
0 vs. 1 y 2	-0,66 (0,01)	-0,68 (0,01)	253.077
1 y 2 vs. 3	-0,19 (0,03)	-0,38 (0,03)	43.528
3 vs. 4	-0,51 (0,08)	-0,40 (0,08)	6.372

Códigos de las categorías: 0: empleado sin autoridad; 1: encargado, jefe de taller o de oficina, capataz o similar; 2: mando intermedio, con jefes y subordinados; 3: director de pequeña empresa, departamento o sucursal; 4: director de empresa grande o media.

Las entradas de la tabla son coeficientes logísticos de la variable sexo (referencia: hombre) y sus errores típicos. Todos los coeficientes son estadísticamente significativos a un nivel de, al menos, 0,5% ($p < 0,005$)

Las variables de control son: sector de actividad, sector de empleo, tipo de ocupación, dedicación, antigüedad, tamaño del establecimiento, situación de actividad un año antes, nivel de estudios, edad, convivencia en pareja y tenencia de hijos.

Fuente: Elaboración propia, a partir de la agregación de las submuestras anuales de la Encuesta de Población Activa del periodo 2006-2013

²⁷ Véase al pie de la [tabla 5](#) el listado de las variables de control incluidas en los modelos multivariados. La [tabla A1.4](#), en apéndice, informa sobre la distribución de los asalariados en la jerarquía de autoridad según la EPA.

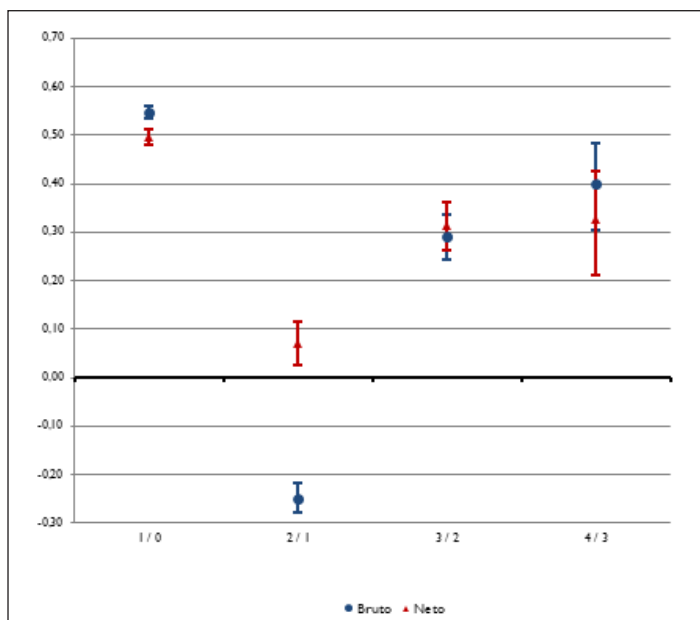
La expectativa de desventaja femenina creciente a medida que se asciende en la jerarquía vuelve a ser desmentida. Los coeficientes alcanzan sus valores negativos más extremos en la primera contraposición (empleados sin autoridad frente a encargados, capataces y similares), se vuelven positivos (efectos brutos) o rebajan marcadamente su valor negativo (efectos netos) para la segunda (encargados, capataces y similares frente a mandos intermedios) y vuelven a ser negativos y a aumentar su magnitud para las dos últimas (mandos intermedios frente al nivel bajo de dirección y nivel bajo frente a nivel alto de dirección). Todas las diferencias entre coeficientes obtenidos en contraposiciones correlativas son estadísticamente significativos ($p < 0,001$), salvo la que hay entre los coeficientes netos de las dos últimas. De nuevo, el patrón que dibujan los datos no se ajusta al modelo del “techo de cristal”.

El examen de los EMM (panel C de la figura 3) matiza estos resultados, pero no cambia la conclusión principal. Se atiende a los efectos brutos o a los netos, la imagen predominante es la de desventaja femenina, salvo en la contraposición entre las posiciones de encargado, capataz o similar y de mando intermedio, en la cual, en términos brutos, son los hombres quienes están desventaja.

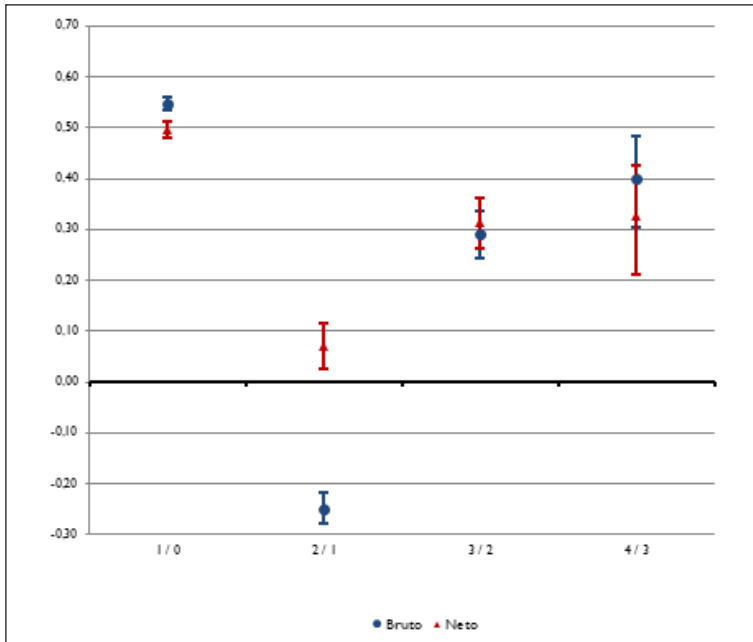
Esta inversión de la desigualdad bruta en niveles intermedios de la estructura de autoridad es algo que no se había encontrado en los análisis anteriores y se podría pensar que es anómala. Quizás los términos utilizados en el cuestionario de la EPA para designar las dos categorías situadas en esa región baja-media de la jerarquía son ambiguos o incorporan algún sesgo que podría inducir una pauta de respuesta diferenciada según género. Por si fuese así, se ha repetido el análisis fundiendo esos dos niveles de autoridad (panel B de la [tabla 5](#) y paneles B y D de la [figura 3](#)).

Figura 3. “Brecha de género” en distintos niveles adyacentes de la jerarquía de autoridad. España, 2006-2013

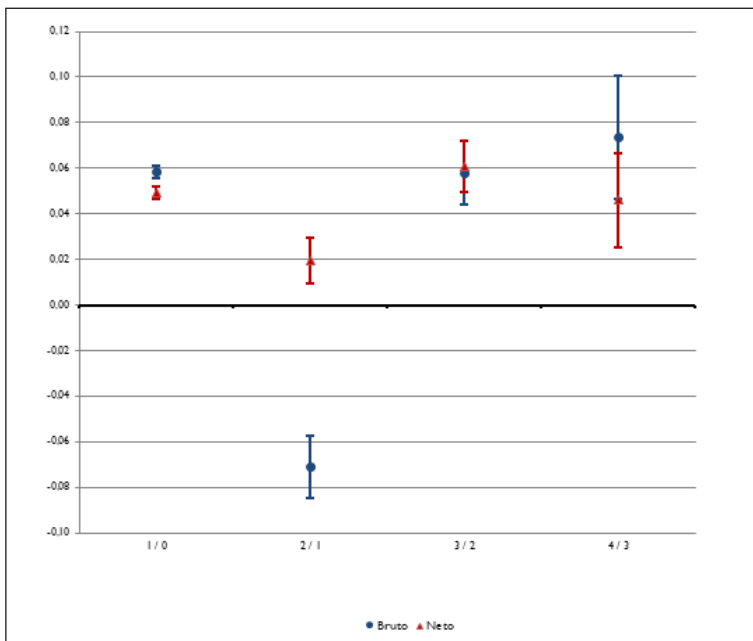
A. Diferenciales de género bruto y neto



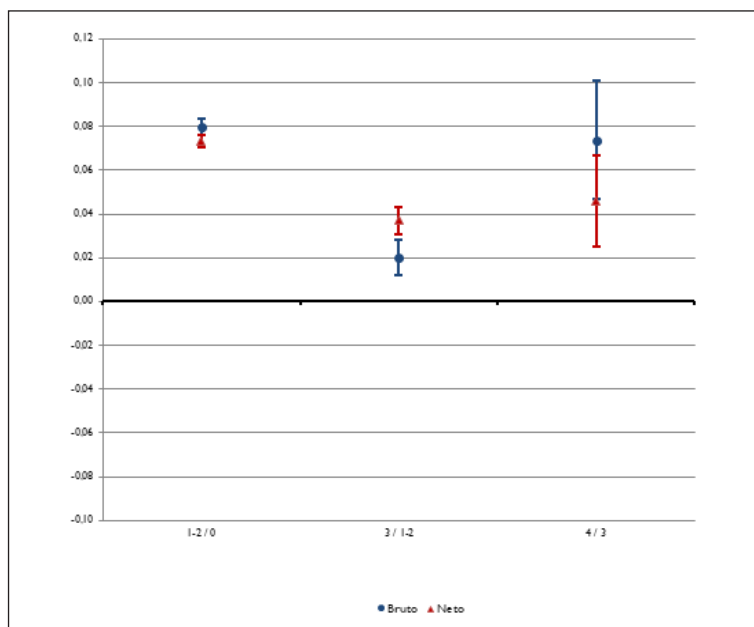
B. Diferenciales de género bruto y neto (fundiendo los niveles 1 y 2)



C. Efectos marginales medios brutos y netos



D. Efectos marginales medios brutos y netos (fundiendo los niveles 1 y 2)



Códigos de las categorías: 0: empleado sin autoridad; 1: encargado, jefe de taller o de oficina, capataz o similar; 2: mando intermedio, con jefes y subordinados; 3: director de pequeña empresa, departamento o sucursal; 4: director de empresa grande o media.

Los valores representados en los paneles A y B corresponden al diferencial de género ($1 - \exp(b)$, si el diferencial es favorable a los hombres, o $-1 + 1/\exp(b)$ si es favorable a las mujeres). En los paneles C y D se representan efectos marginales medios calculados, en su caso, manteniendo las covariables en sus valores observados.

Fuente: Elaboración propia. Cálculos a partir de los coeficientes logísticos y errores típicos de modelos de regresión logística binomial estimados sobre datos de las submuestras anuales de la EPA (2006-2013) (tabla 5)

En lo que aquí importa, la comparación de los coeficientes sigue arrojando el mismo resultado: alcanzan su valor más extremo para la primera contraposición de niveles (empleados sin autoridad frente a la gran categoría de puestos intermedios creada al fundir los dos niveles hasta ahora distinguidos), disminuyen en la segunda y aumentan de nuevo (efecto bruto) o se mantienen estables (efecto neto) en la tercera²⁸. Una vez más, es evidente la ausencia de indicios de intensificación progresiva de la desigualdad. Tampoco los hay en el panel D de la figura 3, que presenta los EMM. Los brutos exhiben la misma pauta en forma de V que ya habíamos identificado, aunque ahora atenuada: la desventaja femenina se aminora en la región intermedia de la jerarquía, pero en niveles más altos vuelve a recuperar la intensidad que tenía en los inferiores. Según los EMM netos, la disminución de la desigualdad en niveles intermedios no se invierte en los superiores, de modo que el mayor grado de desventaja femenina se encuentra en la contraposición entre los dos niveles inferiores de la jerarquía. La conclusión fundamental es que la hipótesis del “techo de cristal” sigue sin recibir respaldo empírico: la desigualdad no aumenta al ascender en la jerarquía de autoridad.

²⁸ Todas estas diferencias entre coeficientes para contraposiciones de niveles correlativas son estadísticamente significativas ($p < 0,001$) salvo la que hay entre los coeficientes netos de las dos últimas contraposiciones.

A MODO DE CONCLUSIÓN

En este artículo, además de glosar las contribuciones de Erik Wright al estudio de las desigualdades de género en la ocupación de posiciones de autoridad en el trabajo, se ha intentado ampliarlas, replicando sus análisis con datos españoles. El punto de partida fueron tres preguntas sobre la magnitud de la “brecha de género”, sobre su evolución temporal y sobre su configuración – más específicamente, sobre la existencia de una pauta de intensificación de las desigualdades a medida que se asciende en la jerarquía de autoridad, es decir, de lo que se ha dado en llamar un efecto de “techo de cristal”. A modo de conclusión, se recapitulará la respuesta que han recibido las tres preguntas planteadas.

En primer lugar, sobre la magnitud, se ha mostrado que, hacia principios de los años 90, aproximadamente cuando Wright llevaba a cabo su pionero estudio comparativo sobre siete países, la “brecha de género” en autoridad en España era mayor que las de Australia o Estados Unidos, menor que las de Noruega o Japón y prácticamente indistinguible de la de Canadá y (con algunos matices) de las de Suecia y Reino Unido. Así las cosas, se podría decir que, en términos comparados, en España había un nivel intermedio de desigualdad de género en acceso a posiciones de autoridad.

En segundo lugar, sobre la evolución temporal, el seguimiento de las variaciones de su intensidad a lo largo de más de dos décadas ha puesto de manifiesto que la “brecha de género” es persistente, pero en modo alguno constante. Su magnitud ha disminuido aproximadamente en un tercio, si bien la reducción se produjo sobre todo en los años noventa; después, siguió una década de estancamiento, tras la cual parece vislumbrarse una nueva inflexión descendente al inicio de la segunda década del siglo XXI.

Finalmente, sobre la configuración de la desigualdad de género en el acceso a posiciones de autoridad, no se ha encontrado apoyo alguno para la hipótesis de que la desventaja femenina en el acceso a posiciones de autoridad se intensifica a medida que se asciende en la jerarquía de autoridad. No parece que las mujeres españolas se enfrenten a un “techo de cristal” en cuanto a la autoridad en el trabajo.

En suma, *hay desigualdad persistente (aunque no constante), pero no un “techo de cristal”*. La implicación obvia de estos resultados es poner en cuestión los fundamentos empíricos de la pretensión de diseñar políticas de igualdad encaminadas a “romper el techo de cristal” en autoridad en el trabajo: si no hay un “techo de cristal”, tampoco hay necesidad de romperlo. Por tanto, con independencia de que puedan tener efectos benéficos indirectos diferentes de los buscados y puedan ser deseables por motivos distintos de los que las inspiran, esas políticas parecen estar priorizando la solución de un problema imaginario en lugar de atender a los que generan las formas de desigualdad realmente existentes.

Dado el alcance e implicaciones de nuestra conclusión, no estará de más acabar con una nota cautelosa, recordando que hemos llegado a ella utilizando los mejores datos transversales disponibles, pero no hemos podido utilizar datos longitudinales. [Baxter y Wright \(2000\)](#); [Wright y Baxter, \(2000\)](#) argumentaron de modo persuasivo que los posibles sesgos ligados al uso de datos transversales operarían a favor de la hipótesis del “techo de cristal” y, por tanto, no invalidarían los resultados negativos, sino que, más bien, les darían una mayor credibilidad. Sin embargo, también se han aducido argumentos en sentido contrario, empezando por los de [Ferre y Purkayastha \(2000\)](#) y [Britton y Williams \(2000\)](#) en sus tempranas críticas a Baxter y Wright. Lamentablemente, ya no tenemos espacio para sopesar unas y otras razones y explicar por qué las que avalan los análisis aquí realizados son más convincentes²⁹. Solo cabe esperar, acaso con mayor fortuna que el clásico, que

²⁹ Véase, sin embargo, el [apéndice 2](#), publicado como material complementario, en el cual se evalúa tentativamente una interpretación alternativa de los resultados aquí presentados, según la cual la ausencia de intensificación de la desigualdad podría ser compatible con la existencia de un “techo de cristal” debido a que el *pool* de mujeres que llegan a niveles altos de la jerarquía está “más seleccionado” – y, por tanto, tiene “más calidad” – que el de hombres.

tiempo vendrá, quizá, donde, anudando este roto hilo, diga lo que aquí me falta y lo que sé convenía. También en eso es buena idea seguir el inolvidable ejemplo de Erik, que tantas veces anudó el hilo roto para volver sobre lo que faltaba.

AGRADECIMIENTOS

En este trabajo se utilizan materiales presentados en reuniones del Comité de Investigación 06 (Desigualdad y Estratificación Social) de la FES, en el seminario del proyecto CIEDES y en las Jornadas en Homenaje a Erik Olin Wright celebradas en enero de 2020 en la Universidad Complutense de Madrid y la UNED. El autor agradece los comentarios de los participantes en esas reuniones, especialmente los de Julio Carabaña, Olga Salido y Leire Salazar.

REFERENCIAS

- Abendroth, A. K., Maas, I. y Van der Lippe, T. (2013). Human capital and the gender gap in authority in European countries. *European Sociological Review*, 29(2), 261-273. <https://doi.org/10.1093/esr/jcr059>
- Albrecht, J., Björklund, A. y Vroman, S. (2003). Is there a glass ceiling in Sweden? *Journal of Labor Economics*, 21(1), 145-177. <http://dx.doi.org/10.1086/344126>
- Albrecht, J., Skogman Thoursie, P. y Vroman, S. (2015). Parental leave and the glass ceiling in Sweden. En S. W. Polachek, K. Tatsiramos y K. F. Zimmermann, *Gender convergence in the labor market* (pp. 89-114). Bingley: Emerald. <https://doi.org/10.1108/S0147-912120140000041010>
- Allison, P. D. (1999). Comparing logit and probit coefficients across groups. *Sociological Methods and Research*, 28(2), 186-208. <https://doi.org/10.1177/0049124199028002003>
- Baxter, J. y Wright, E. O. (2000). The glass ceiling hypothesis: A comparative study of the United States, Sweden, and Australia. *Gender and Society*, 14(2), 275-294. <https://doi.org/10.1177/089124300014002004>
- Bihagen, E. y Ohls, M. (2006). The glass ceiling –where is it? Women’s and men’s career prospects in the private vs. the public sector in Sweden 1979-2000. *Sociological Review*, 54(1), 20-47. <https://doi.org/10.1111/j.1467-954X.2006.00600.x>
- Birkelund, G. y Sandnes, T. (2003). Paradoxes of welfare states and equal opportunities: Gender and managerial power in Norway and the USA. *Comparative Social Research*, 21, 203-242.
- Booth, A. L., Francesconi, M. y Frank, J. (2003). A sticky floors model of promotion, pay, and gender. *European Economic Review*, 47, 295-322. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(01\)00197-0](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00197-0)
- Britton, D. M. y Williams, C. L. (2000). Response to Baxter and Wright. *Gender and Society*, 14(6), 804-808.
- Buis, M. L. (2017). *Logistic regression: When can we do what we think we can do?* Recuperado de http://www.maartenbuis.nl/wp/odds_ratio_3.1.pdf
- Bygren, M. y Gähler, M. (2007). The gender gap in workplace authority in Sweden, 1968-2000: A family affair? *Uppsala: Institute for Labour Market Policy Evaluation, Working Paper*, 2007/28.

- Carabaña, J., González, J. J., Serrano, A., Vallejos, A., Veredas, S. y Rivière, J. (1992). *Encuesta de estructura, conciencia y biografía de clase. Descripción detallada del proyecto, definiciones, depuración de la información y ficheros de datos*. Madrid: Comunidad de Madrid.
- Cotter, D. A., Hermsen, J. M., Ovadia, S. y Vanneman, R. (2001). The glass ceiling effect. *Social Forces*, 80(2), 655-682. <https://doi.org/10.1353/sof.2001.0091>
- Crompton, R. (2006). *Employment and the family: The reconfiguration of work and family life in contemporary societies*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Elliott, J. R. y Smith, R. A. (2004). Race, gender, and workplace power. *American Sociological Review*, 69(3), 365-386. <https://doi.org/10.1177/000312240406900303>
- Eswaran, M. (2014). *Why gender matters in economics*. Princeton: Princeton University Press.
- Ferree, M. y Purkayastha, B. (2000). Equality and cumulative disadvantage: Response to Baxter and Wright. *Gender and Society*, 14(6), 809-813. <https://doi.org/10.1177/089124300014006007>
- Fleiss, J. L., Levin, B. y Paik, M. C. (2003). *Statistical methods for rates and proportions*. Hoboken, NJ: Wiley.
- Garrido, L. y Miyar, M. (2008). Dinámica laboral de la inmigración en España durante el principio del siglo XXI. *Panorama Social*, (8), 52-70.
- Gorman, E. H. y Kmec, J. (2009). Hierarchical rank and women's organizational mobility: Glass ceilings in corporate law firms. *American Journal of Sociology*, 114(5), 1428-1474. <https://doi.org/10.1086/595950>
- Hakim, C. (2000). *Work-lifestyle choices in the 21st century*. Oxford: Oxford University Press.
- Hakim, C. (2004). *Key issues in women's work* (2.^a ed.). Londres: Glasshouse Press.
- Helgertz, J. (2011). Thou shalt not pass? Examining the existence of an immigrant glass ceiling in Sweden, 1970-1990. *Demographic Research*, 24(1), 1-44.
- Henrekson, M. y Stenkula, M. (2009). Why are there so few female top executives in egalitarian welfare states? *IFN Working Paper*, 786.
- Hultin, M. (2001). *Consider her adversity: Four essays on gender inequality in the labor market*. Estocolmo: Swedish Institute for Social Research.
- Instituto Nacional de Estadística (1993). *Encuesta sociodemográfica. Metodología y resultados*. Madrid: INE.
- Iversen, T., Rosenbluth, F. M. y Skorge, O. (2020). The dilemma of gender equality: How labor market regulation divides women by class. *Daedalus*, 149(1), 86-99. https://doi.org/10.1162/DAED_a_01775
- Jackson, J. F. L. y O'Callaghan, E. M. (2007). *The glass ceiling: A misunderstood form of discrimination*. Milwaukee: Institute on Race and Ethnicity/University of Wisconsin System.
- Korpi, W., Ferrarini, T. y Englund, S. (2013). Women's opportunities under different family policy constellations: Gender, class, and inequality tradeoffs in Western countries re-examined. *Social Politics*, 20(1), 1-40. <https://doi.org/10.1093/sp/jxs028>
- Kuha, J. y Mills, C. (2018). On group comparisons with logistic regression models. *Sociological Methods and Research*, 49(2), 498-525. <https://doi.org/10.1177/0049124117747306>

- Lazear, E. P. y Rosen, S. (1990). Male-female wage differentials in job ladders. *Journal of Labor Economics*, 8(1), 106-123.
- Mandel, H. (2009). Configurations of gender inequality: The consequences of ideology and public policy. *British Journal of Sociology*, 60(4), 694-719. <https://doi.org/10.1111/j.1468-4446.2009.01271.x>
- Mandel, H. (2011). Rethinking the paradox: Tradeoffs in work-family policy and patterns of gender inequality. *Community, Work and Family*, 14(2), 159-176. <https://doi.org/10.1080/13668803.2011.571397>
- Mandel, H. y Semyonov, M. (2006). A welfare state paradox: State interventions and women's employment opportunities in 22 countries. *American Journal of Sociology*, 111(6), 1910-1949. <https://doi.org/10.1086/499912>
- Maume, D. J. (2004). Is the glass ceiling a unique form of inequality? Evidence from a random-effects model of managerial attainment. *Work and Occupations*, 31(2), 250-274. <https://doi.org/10.1177/0730888404263908>
- Mood, C. (2010). Logistic regression: Why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it. *European Sociological Review*, 26(1), 67-82. <https://doi.org/10.1093/esr/jcp006>
- Norton, E. C. (2012). Log odds and ends. *NBER Working Paper Series*, 18252. Recuperado de <http://www.nber.org/papers/w18252>
- Powell, G. N. y Butterfield, D. A. (1994). Investigating the 'glass ceiling' phenomenon: An empirical study of actual promotions to top management. *Academy of Management Journal*, 37(1), 68-86.
- Purcell, D., MacArthur, K. R. y Samblanet, S. (2010). Gender and the glass ceiling at work. *Sociology Compass*, 4(9), 705-727. <https://doi.org/10.1111/j.1751-9020.2010.00304.x>
- Ramos, M. (2016). *Competencies, firms and qualification mismatch: Returns to education and its limits* (Tesis doctoral). Universidad de Alcalá, Departamento de Economía, Alcalá de Henares.
- Rosenfeld, R. A., Van Buren, M. E. y Kalleberg, A. L. (1998). Gender differences in supervisory authority: Variation among advanced industrialized democracies. *Social Science Research*, 27(1), 23-49. <https://doi.org/10.1006/ssre.1997.0609>
- Sousa-Poza, A. y Ziegler, A. (2003). Asymmetric information about workers' productivity as a cause for inefficient long working hours. *Labour Economics*, 10(6), 727-747. [https://doi.org/10.1016/S0927-5371\(03\)00016-2](https://doi.org/10.1016/S0927-5371(03)00016-2)
- Spence, M. (1973). Job market signalling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355-374. <https://doi.org/10.2307/1882010>
- Williams, R. (2009). Using heterogeneous choice models to compare logit and probit coefficients across groups. *Sociological Methods and Research*, 37(4), 531-559. <https://doi.org/10.1177/0049124109335735>
- Wright, E. O. (1997). *Class counts: Comparative analysis in class analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Wright, E. O. y Baxter, J. (2000). The glass ceiling hypothesis: A reply to critics. *Gender and Society*, 14(6), 814-821. <https://doi.org/10.1177/089124300014006008>
- Wright, E. O., Baxter, J. y Birkelund, G. E. (1995). The gender gap in workplace authority: A cross-national study. *American Sociological Review*, 60(3), 407-435. <https://doi.org/10.2307/2096422>

- Yaish, M. y Stier, H. (2009). Gender inequality in job authority: A cross-national comparison of 26 countries. *Work and Occupations*, 36(4), 343-366.
<https://doi.org/10.1177/0730888409349751>
- Yamagata, H., Yeh, K. S., Stewman, S. y Dodge, H. (1997). Sex segregation and glass ceilings: A comparative statics model of women's career opportunities in the Federal government over a quarter century. *American Journal of Sociology*, 103(3), 566-632.
- Zeng, Z. (2011). The myth of the glass ceiling: Evidence from a stock-flow analysis of authority attainment. *Social Science Research*, 40(1), 312-325.
<https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2010.06.012>

APÉNDICE 1

La [tabla A1.1](#) refleja la distribución de las cuatro variables dicotómicas de autoridad en el trabajo contempladas en el análisis comparativo de los datos de España (ECBC) para 1991 y los siete países estudiados por [Wright et al. \(1995\)](#) y [Wright \(1997\)](#).

Tabla A1.1. Indicadores dicotómicos de diferentes dimensiones de la autoridad en el trabajo *circa* 1990

País ¹	Posición formal de autoridad		Toma de decisiones		Capacidad de sanción		Indicador sintético de autoridad	
	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres
Estados Unidos	37,6	25,9	22,3	13,1	32,1	20,5	29,9	18,7
Australia	50,4	39,9	37,0	29,9	37,9	23,4	40,3	27,4
Reino Unido	38,7	22,4	24,0	12,3	27,9	10,9	29,5	13,6
Canadá	35,4	18,8	26,1	14,3	25,0	10,2	26,6	11,1
Suecia	34,1	16,3	19,7	10,8	17,4	4,7	21,9	5,3
Noruega	39,4	10,7	26,6	12,7	23,3	4,1	29,4	5,4
Japón	47,0	3,5	28,5	3,5	34,0	2,9	38,3	1,7
España	24,3	12,7	16,1	9,3	14,0	5,0	17,5	6,1

¹ Las N varían ligeramente según la variable dependiente. Las correspondientes al índice dicotómico de autoridad son: Estados Unidos: 1.178; Australia: 1.006; Reino Unido: 1.051; Canadá: 1.424; Suecia: 985; Noruega: 1.415; Japón: 426; España: 2.443.

Las entradas de la tabla son porcentajes de personas de cada sexo que tienen autoridad en una determinada dimensión.

Fuente: Para España, elaboración propia a partir de la ECBC. Para los demás países: [Wright \(1997\)](#)

Por su parte, la [figura A1.1](#) da cuenta de la distribución de la variable dicotómica de autoridad formal en España en el período 1991-2013, según las distintas fuentes utilizadas en los análisis presentados en el artículo.

Finalmente, las [tablas A1.2 a A1.4](#) presentan la distribución de las variables politómicas de autoridad formal en el trabajo según la ECBC, la ESD y las submuestras anuales de la EPA, que proporcionan la base para la contrastación de la hipótesis del “techo de cristal” llevada a cabo en el artículo.

Tabla A1.2. Posiciones en la jerarquía de autoridad formal en el trabajo en España (ECBC, 1991)

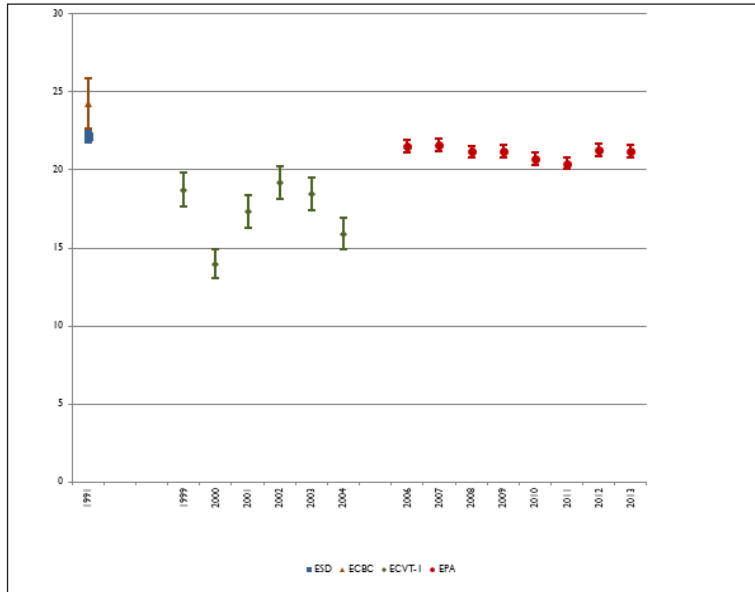
	Hombre	Mujer	Total
Empleado sin autoridad	75,7	87,3	79,7
Supervisor	16,8	10,4	14,6
Directivo bajo	0,7	0,2	0,5
Directivo intermedio	2,4	1,1	2,0
Directivo alto	3,3	0 ,6	2,4
Directivo muy alto	1,0	0 ,5	0,8
N	1602	846	2448

Las entradas de la tabla son porcentajes de personas situadas en cada nivel de la jerarquía de autoridad.

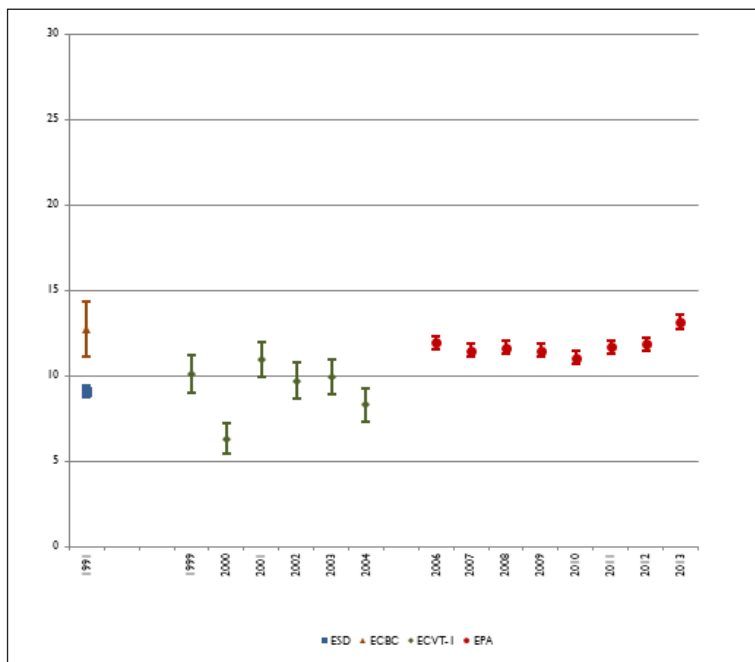
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ECBC (1991)

Figura A1.1. Posiciones de autoridad formal en el trabajo en España. 1991-2013

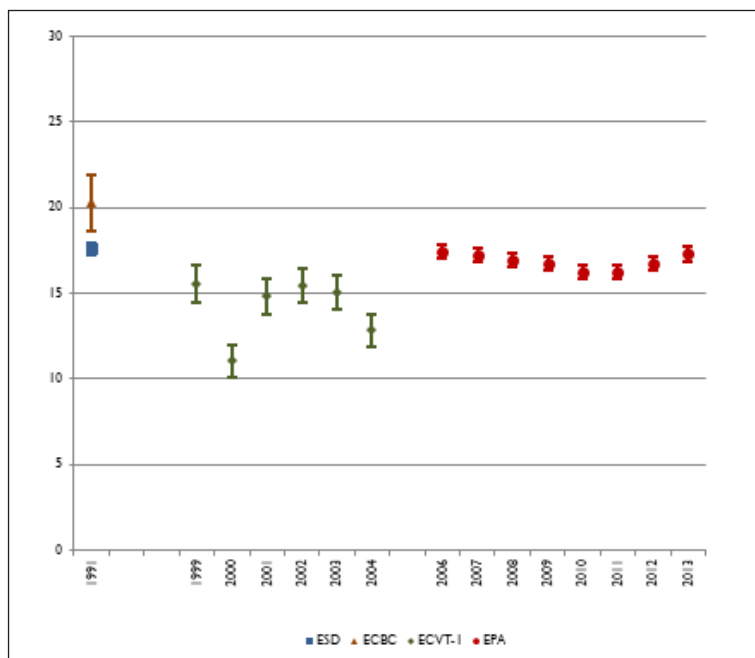
A. Hombres



B. Mujeres



C. Total



Los valores representados son porcentajes de personas que ocupan una posición de autoridad formal.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ESD (1991), ECBC (1991), ECVT (1999-2004) y submuestras anuales de la EPA (2006-2013)

Tabla A1.3. Posiciones en la jerarquía de autoridad formal en el trabajo en España (ESD, 1991)

	Hombre	Mujer	Total
Empleado sin responsabilidad	77,9	90,9	82,4
Supervisor o director de empleados	14,9	6,7	12,1
Supervisor o director de cuadros	3,9	1,3	3,0
Dirección o supervisión general	3,4	1,0	2,5
N	27.704	15.291	42.995

Las entradas de la tabla son porcentajes de personas situadas en cada nivel de la jerarquía de autoridad.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ESD (1991)

Tabla A1.4. Posiciones en la jerarquía de autoridad formal en el trabajo en España (EPA, 2006-2013)

	Hombre	Mujer	Total
Empleado sin autoridad	78,8	88,2	83,1
Encargado, jefe de taller u oficina, capataz o similar	10,0	5,1	7,7
Mando intermedio	7,9	5,3	6,7
Director de pequeña empresa, departamento o sucursal	2,6	1,2	2,0
Director de empresa media o grande	0,7	0,2	0,5
N	138.376	121.073	259.449

Las entradas de la tabla son porcentajes de personas situadas en cada nivel de la jerarquía de autoridad.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de las submuestras anuales de la EPA (2006-2013)

APÉNDICE 2

En un temprano comentario crítico sobre “The glass ceiling hypothesis: A comparative study of the United States, Sweden, and Australia”, [Myra Ferree y Bandana Purkayastha \(2000\)](#) presentaron varias objeciones que ponían en cuestión la conclusión que [Baxter y Wright \(2000\)](#) extraían de sus análisis, esto es, el rechazo de la existencia de un “techo de cristal” en la dimensión de la autoridad en el trabajo. Según la más importante de estas objeciones, la constancia (e incluso la disminución) de la desigualdad a medida que se transita de los niveles inferiores a los superiores en la jerarquía es compatible con la existencia de un “techo de cristal”, con tal de que se cumpla la condición de que haya una intensificación de la “discriminación neta” una vez descontadas las diferencias de “calidad” de la mano de obra masculina y femenina³⁰.

El argumento aducido por Ferre y Purkayastha para defender que esa condición se cumple realmente es, en lo esencial, que las mujeres están sujetas en todas las transiciones que jalonan su trayectoria laboral a un proceso de selección más estricto que aquel al que son sometidos los hombres, de modo que las mujeres que acceden a niveles superiores de la jerarquía de autoridad constituyen necesariamente un grupo *sobreseleccionado* y, por ello, de “mayor calidad” (en términos de variables relevantes desde el punto de vista del desempeño y la productividad de su trabajo) que el formado por los hombres que han alcanzado el mismo nivel organizativo. Ahora bien, si el *pool* de mujeres elegibles para la promoción al llegar a cierto nivel de la jerarquía es efectivamente de “mayor calidad” que el *pool* de hombres elegibles, deberían ser promocionadas en igual o mayor medida que los hombres y, por tanto, se podrá hablar de un “techo de cristal” siempre que en la transición a los niveles superiores experimenten *alguna desventaja*, aunque sea de la misma (o incluso menor) intensidad que la que afrontan en niveles más bajos de la jerarquía.

Un evaluador anónimo de la RES ha apuntado un argumento semejante, aunque algo más cauto, expresando su sospecha de que “dadas las mayores interrupciones laborales de las mujeres y otros procesos que limitan su acceso, permanencia y promoción a puestos de gran responsabilidad, éstas están más ‘positivamente’ seleccionadas en cada peldaño adicional (en otras palabras, serían más intercambiables con sus contrapartes hombres), lo que llevaría a una brecha cada vez menor”³¹.

Este comentario se presta a dos interpretaciones. Por un lado, tomada literalmente, se podría entender que implica la formulación de una hipótesis contraria a la del “techo de cristal”, esto es, una hipótesis de reducción progresiva de la intensidad de la desventaja femenina a medida que se asciende en la jerarquía de autoridad. Encontrar evidencia favorable a esa predicción implicaría necesariamente descartar la existencia de un “techo de cristal. Así entendida, la conjetura del evaluador, más que una objeción contra las conclusiones del artículo sería un modo de extenderlas: *una* de las razones posibles por las que no habría un “techo de cristal” sería que, en parte, la “brecha de género” en

30 La otra gran objeción de [Ferree y Purkayastha \(2000\)](#) consistía en una reinterpretación de la noción de “techo de cristal”, según la cual la existencia de éste no requiere una intensificación de la desigualdad o la discriminación a medida que se asciende en la escala de autoridad, sino que se desprende del simple hecho de que, como consecuencia de la presencia de filtros selectivos desiguales en sucesivos niveles de la jerarquía, la *desigualdad acumulada* que experimentan las mujeres es mayor en los niveles más altos que en los inferiores. [Wright y Baxter \(2000\)](#) reaccionaron a esta objeción de modo ambivalente, concediendo la legitimidad de esa interpretación alternativa del “techo de cristal”, pero sosteniendo que asumirla llevaría consigo la necesidad de distinguir *dos conceptos o tipos* muy diferentes de “techo de cristal” y recordando que su interés se centraba únicamente en el que comporta una intensificación progresiva de la desventaja femenina. A mi juicio, esta es una respuesta desafortunada, pues aceptar la reinterpretación propuesta por [Ferree y Purkayastha \(2000\)](#) implicaría desproveer al concepto de “techo de cristal” de cualquier utilidad analítica específica y convertirlo prácticamente en sinónimo de “brecha de género”, ya que las desigualdades acumulativas serán crecientes, por definición, en cualquier organización compleja, salvo en el caso muy especial en que haya desigualdad *únicamente* en el par de niveles situados en la base de la jerarquía.

31 Leire Salazar hizo consideraciones parecidas, que agradecemos, en la discusión sobre una versión previa de este artículo en las “Jornadas en homenaje a Erik Olin Wright” celebradas en enero de 2020 en la Universidad Complutense y la UNED.

autoridad se debe a que hombres y mujeres difieren en características relevantes para el desempeño de puestos de autoridad y, en la medida en que esas diferencias se atenúan o se invierten al ascender en la jerarquía debido a la operación reiterada de un proceso de selección diferencial que sobreselecciona a las mujeres, al llegar a cierto nivel la desigualdad debe disminuir o desaparecer. Este es el sentido en que desarrolló esta línea de argumentación [Mia Hultin \(2001\)](#), aunque referida a las oportunidades de promoción a medida que se asciende en la escala ocupacional, no en la jerarquía de autoridad. Partiendo de una idea de [Lazear y Rosen \(1990\)](#), Hultin contrapuso y contrastó como alternativas mutuamente excluyentes las hipótesis de “aumento de la desigualdad” y de “atenuación de la desigualdad”, sin encontrar evidencia favorable a ninguna de ellas, sino apoyo a una tercera: la de la existencia de “cuellos de botella” en la región intermedia de la jerarquía ocupacional.

Si el comentario del evaluador hubiese de ser entendido en estos términos, se podría responder simplemente reconociendo que proporciona una sugerente explicación potencial de la inexistencia de un “techo de cristal”, aunque se debería añadir inmediatamente que, por sugerente que resulte, no encuentra gran respaldo en los resultados presentados en el artículo, pues las variables introducidas en los análisis multivariados mostraron una escasa capacidad para dar cuenta de la “brecha de género” y las pautas detectadas de constancia o disminución de la desigualdad a lo largo de la jerarquía afectan tanto a la “brecha neta” como a la “bruta”. Pero, por supuesto, análisis adicionales que tuviesen en cuenta otras variables de control podrían arrojar un resultado más favorable a esta explicación.

Sin embargo, el comentario del evaluador se presenta expresamente conectado a la constatación de que “no existen, para el caso español, datos longitudinales apropiados para observar cambios en las trayectorias laborales completas de hombres y mujeres, con lo que no se puede realizar una prueba empírica perfecta sobre en qué medida existe un techo de cristal”³². Leída en este contexto, es razonable pensar que la observación del evaluador debe ser entendida en un sentido semejante al de la crítica opuesta en su momento por Ferree y Purkayastha a Baxter y Wright. No estaríamos, entonces, ante una hipótesis contraria a la del “techo de cristal”, sino ante una reinterpretación de la evidencia presentada en el artículo que trataría de compatibilizar la ausencia de intensificación de la desigualdad a lo largo de la jerarquía con la existencia de un “techo de cristal”. En este caso, cabe aducir varios contraargumentos.

El primero, apuntado sucintamente por [Wright y Baxter \(2000, p. 820, nota 2\)](#), es que, si se toma la idea en serio, no hay una razón evidente por la cual la apelación a la existencia de diferenciales de calidad no medidos se deba limitar a los procesos de selección que tienen lugar en niveles altos de la jerarquía de autoridad. En ese caso, habría que dejar abierta la posibilidad de que *todas* las desigualdades entre hombres y mujeres en el acceso a autoridad sean debidas a diferencias en características no medidas de la mano de obra masculina y femenina que afectan a su productividad o a su capacidad para competir por posiciones superiores. Esto, paradójicamente, llevaría a relativizar e incluso negar la propia relevancia de la “brecha de género”, que se podría deber pura y simplemente a diferencias no observadas en el capital humano o en disposiciones psicológicas de hombres y mujeres³³.

En segundo lugar, entrando ya en la cuestión de la aplicabilidad de las objeciones de Ferree y Purkayastha (y de las, más prudentes o más ambiguas, del evaluador de la

³² Dicho sea de paso, hasta donde llega nuestro conocimiento, tampoco abundan las pruebas empíricas (no digamos ya las “perfectas”) de la existencia de un “techo de cristal” en autoridad, pero eso no impide la acumulación de literatura académica, proclamas ideológicas y políticas públicas que la dan por supuesto.

³³ O, en general, a factores ajenos a la esfera laboral y a las decisiones de los empleadores, como la división sexual del trabajo doméstico o las diferencias entre hombres y mujeres en cuanto a sus preferencias en relación con la crianza de los hijos y su dedicación a ella.

RES) a los resultados presentados en este artículo, hay que recordar que dos de los tres análisis en que se apoya nuestro rechazo a la hipótesis del “techo de cristal” (los basados en la ECBC y la ESD) no encontraron diferencias estadísticamente significativas entre las probabilidades que tienen los hombres y las mujeres de estar situados en el nivel superior en lugar de en el inferior cuando se contraponen el par de niveles más altos de la jerarquía de autoridad. Es decir, no se trata de que en la región superior de la jerarquía haya una “brecha de género” de intensidad igual o menor a la que hay en su base, sino de que en los niveles más altos *no hay* evidencia de una “brecha de género” que contraste con el carácter supuestamente “más selecto” del *pool* de mujeres elegibles.

Por tanto, las objeciones de Ferree y Purkayastha (y, en su caso, del evaluador de la RES) solo podrían ser aplicables a los resultados que hemos obtenido con datos de la EPA, que sí han permitido identificar una desventaja significativa de las mujeres en lo que respecta a la probabilidad de encontrarse en el nivel más alto de la jerarquía de autoridad en lugar de en el inmediatamente anterior (recuérdese que, según se considere en términos brutos o netos y según se atienda a los DG o a los EMM, se concluirá que esa desventaja es similar o es menor a la que se halla en los niveles más bajos de la jerarquía; lo que se puede afirmar rotundamente es que en ningún caso es mayor). Según el argumento crítico que estamos discutiendo, esa desventaja femenina en los niveles más altos, incluso siendo comparativamente menor, podría ser reveladora de una “discriminación neta” más intensa que la existente en los niveles más bajos de la jerarquía *si realmente el pool de mujeres elegibles en los niveles más altos fuese de “mayor calidad” relativa* (en comparación con el de hombres) que en los niveles inferiores.

Esta es una cuestión que solo se puede zanjar empíricamente y que, de hecho, se abordaba implícitamente en los análisis presentados en el artículo mediante modelos de regresión en los que se controlan diversas características de los sujetos que pueden variar entre sexos y estar relacionadas con la probabilidad de ocupar posiciones de autoridad. Pero, como ha señalado, con gran agudeza, el repetidamente mencionado evaluador de la RES, *una descripción comparativa de los stocks masculino y femenino puede dar información más útil que la proporcionada por los propios modelos multivariados*. El problema, claro está, es que las características relevantes en que hombres y mujeres podrían diferir son muchas y muy diversas y los datos que manejamos no proporcionan información sobre la mayoría de ellas. En particular, carecemos de cualquier información sobre factores potencialmente tan importantes como los rasgos de personalidad, las orientaciones hacia el trabajo, las preferencias sociales, el grado de aversión al riesgo y el grado de competitividad (Eswaran, 2014).

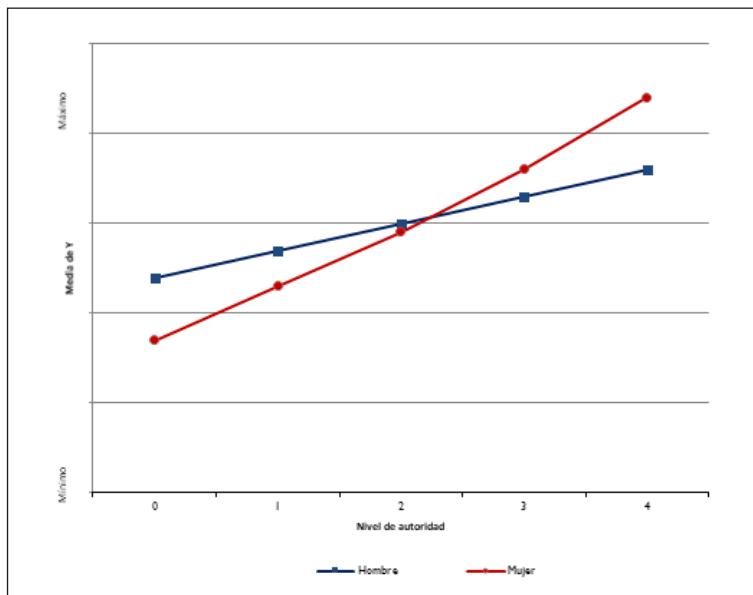
Reconociendo esta limitación y con un propósito estrictamente exploratorio, se hará un análisis descriptivo consistente en la comparación de hombres y mujeres situados en distintos niveles de la jerarquía de autoridad en función de cuatro variables disponibles en las submuestras anuales de la EPA que tienen una evidente relevancia potencial desde el punto de vista de su valor de señal que los empleadores pueden tener en cuenta en las decisiones sobre reclutamiento y promoción de personal en situaciones de información incompleta y asimétrica (Spence, 1973). Estas variables son el nivel educativo, el número de horas semanales trabajadas habitualmente, el número de horas de trabajo deseadas y la antigüedad en la empresa.

Antes de mostrar los resultados de los análisis realizados, en la [figura A2.1](#) se representa de manera estilizada la pauta que deberían seguir para que concluyésemos que respaldan la hipótesis de que las mujeres están “sobreseleccionadas”. Como la hipótesis no es tan específica como para anticipar cuál es el umbral de autoridad a partir del cual se produce la igualación y posterior inversión del diferencial de “calidad” entre la mano de obra

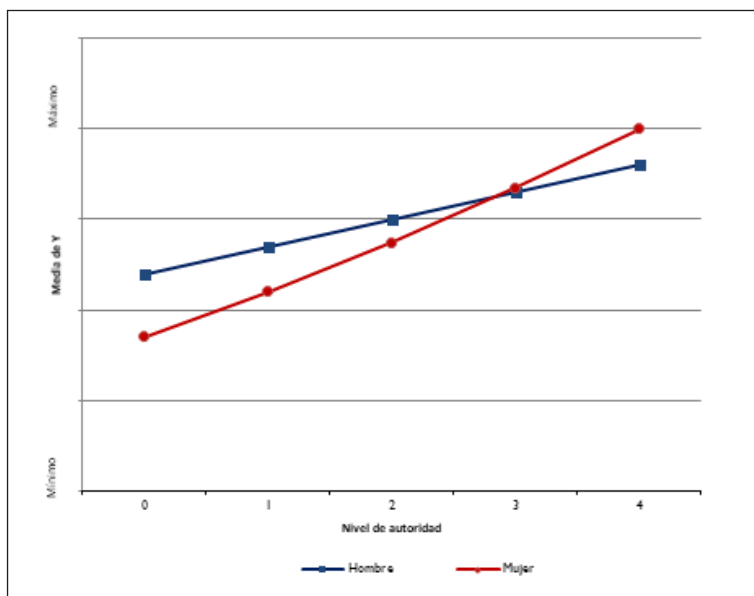
masculina y la femenina, se grafican dos versiones alternativas de la pauta que se espera encontrar, que se distinguen tan solo por el nivel en que se produce la igualdad y el grado de “sobreselección” de las mujeres de un nivel de autoridad a otro. Más allá de estas diferencias de matiz, la pauta esperada se define por dos rasgos: una pendiente más acusada para las mujeres y la equiparación entre la media masculina y femenina en un nivel anterior al más alto de la jerarquía (pues si se produjese una igualdad en características solo en el nivel más alto, no habría razones para pensar que las mujeres han sufrido desventaja en el acceso a ese nivel). Por tanto, la clave para valorar si esta pauta se verifica se encuentra en los tres niveles centrales de la jerarquía, los que conllevan ejercicio de autoridad y suministran la principal bolsa de elegibles para el acceso a posiciones más elevadas: en esos niveles centrales se debería observar un aumento progresivo de la “calidad relativa” de la mano de obra femenina frente a la masculina.

Figura A2.1. Pauta de resultados esperada en la comparación de los stocks de hombres y mujeres en cada nivel de autoridad según la hipótesis de “sobreselección” femenina

A.



B.

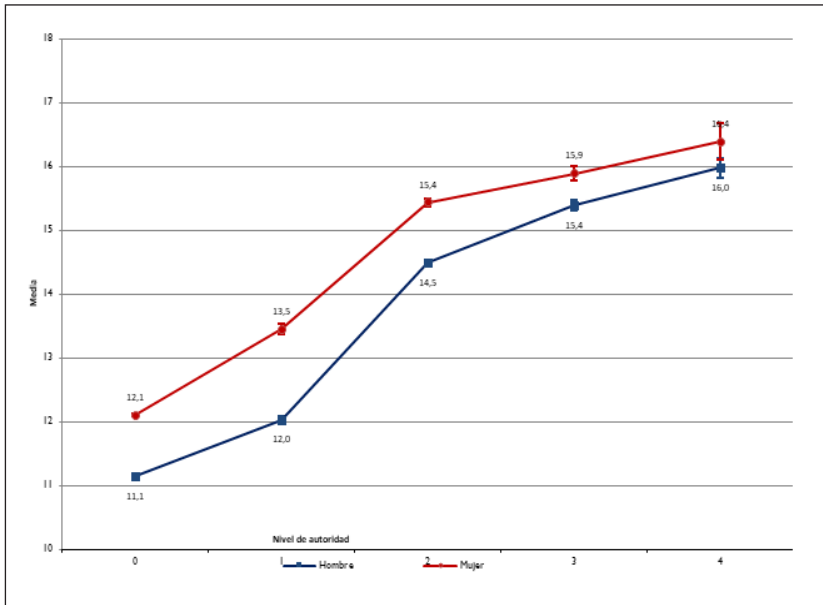


Fuente: elaboración propia

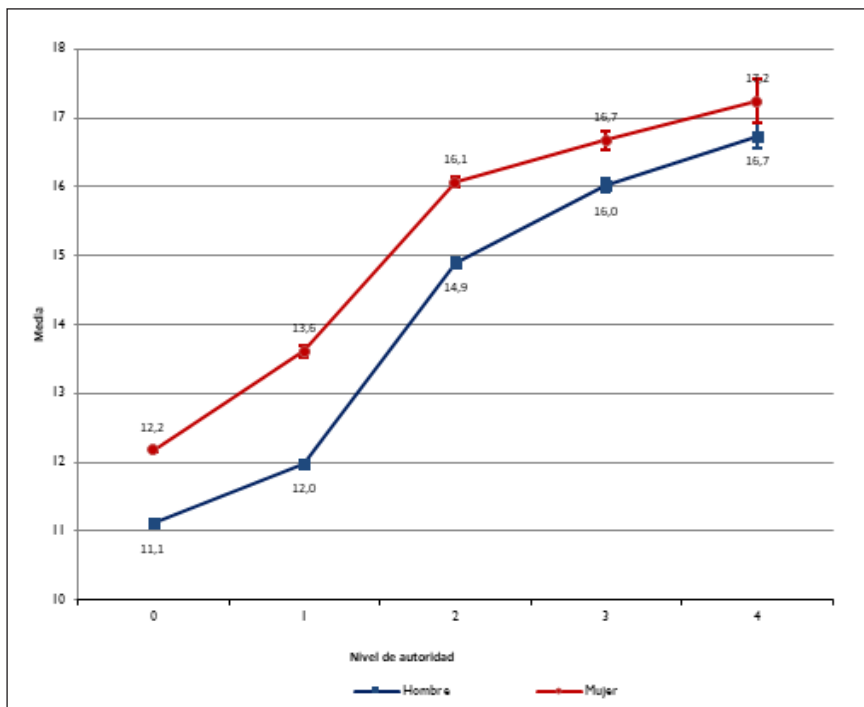
La [figura A2.2](#) presenta gráficamente los resultados que arroja la comparación para las cuatro variables mencionadas. Aunque hay diferencias notables de unas variables a otras, todas ellas coinciden en no ajustarse a la pauta esperada.

Figura A2.2. Comparación de los stocks de hombres y mujeres en cada nivel de autoridad. España, 2006-2013

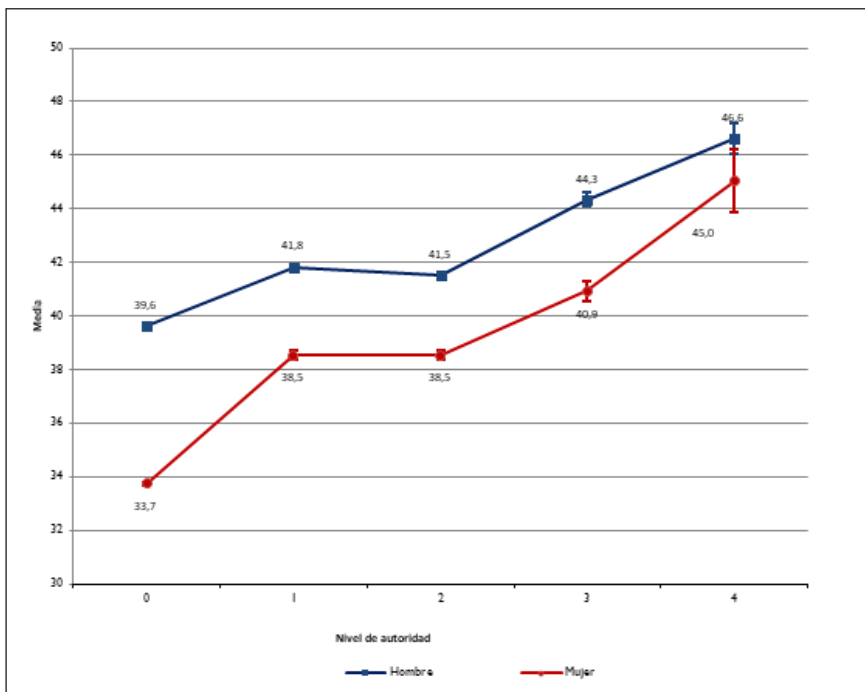
A. Años de estudios (asignación 1)



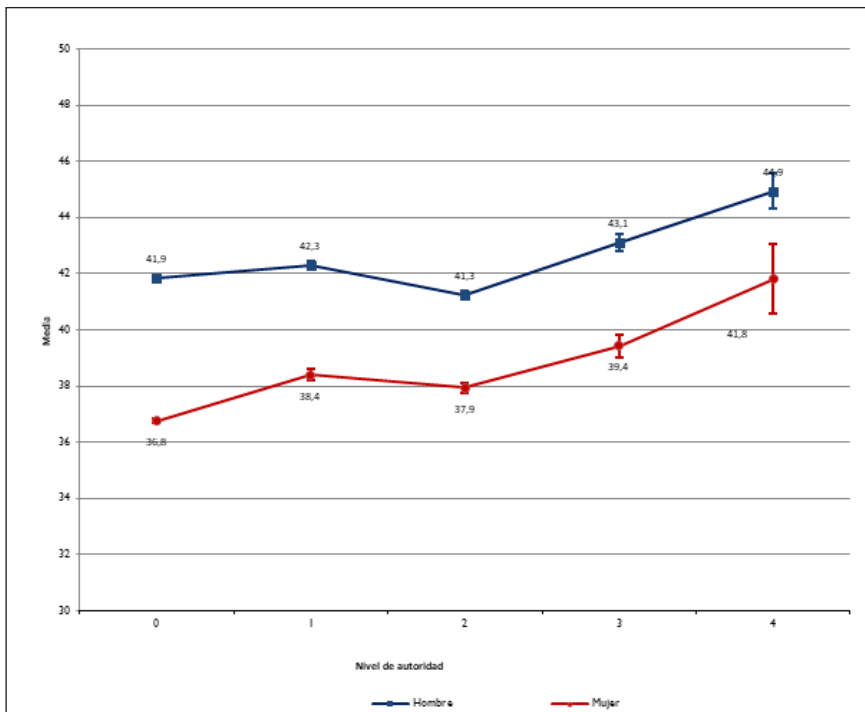
B. Años de estudios (asignación 2)



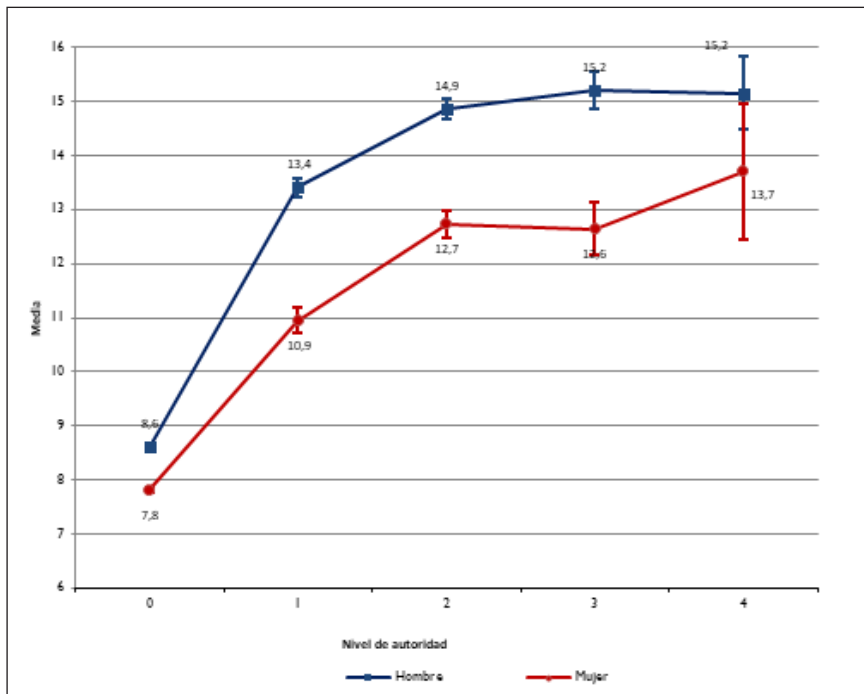
C. Horas semanales trabajadas habitualmente



D. Horas semanales que se desearía trabajar



E. Antigüedad en la empresa (años)



Códigos de los niveles de autoridad: 0: empleado sin autoridad; 1: encargado, jefe de taller o de oficina, capataz o similar; 2: mando intermedio, con jefes y subordinados; 3: director de pequeña empresa, departamento o sucursal; 4: director de empresa grande o media.

La comparación en función de los años de estudios se ha hecho utilizando dos reglas de asignación de años de estudios al nivel de estudios terminado: 1) Ramos (2016) y 2) Garrido y Miyar (2008).

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de las submuestras anuales de la EPA (2006-2013)

Los paneles A y B comparan el nivel educativo de hombres y mujeres, expresado en años de estudios. Para reforzar la robustez de los resultados, se aplican dos procedimientos alternativos de imputación de años al nivel educativo completado (siguiendo a Ramos, 2016, en el panel A, y a Garrido y Miyar, 2008, en el panel B). La relevancia de esta variable es evidente, pues el nivel educativo es un indicador clave del capital humano. Un simple vistazo a los gráficos permite comprobar que la “calidad educativa” de la mano de obra femenina es mayor que la de la masculina en todos los niveles de la jerarquía de autoridad, pero también que, contrariamente a lo esperable según la hipótesis de “sobreselección” de las mujeres, la ventaja educativa de éstas es mayor en las regiones inferior y media de la escala de autoridad y, en cambio, se reduce apreciablemente en los dos niveles superiores. Más concretamente, la diferencia tiene su valor más elevado en la categoría de “encargados, jefes de taller o de oficina, capataces y similares”, en la cual las mujeres tienen en promedio 1,5 años más de estudios que los hombres, pero se reduce a una tercera parte en las categorías de directivos. Por tanto, lejos de haber una mayor “calidad relativa” de la mano de obra femenina a medida que se asciende en la jerarquía, ocurre

exactamente lo contrario: las mujeres son “mejores” que los hombres en todos los niveles, pero los hombres deben “mejorar más” que las mujeres para estar en un nivel de autoridad más alto, al menos por encima del grado de encargado o capataz.

El panel C da cuenta del número de horas semanales que se trabaja habitualmente, una información que puede constituir una señal muy relevante para los empleadores a la hora de asignar posiciones de mayor responsabilidad dentro de la organización (Iversen, Rosenbluth y Skorge, 2020; Sousa-Poza y Ziegler, 2003). Según los datos de la EPA, en promedio, los hombres trabajan más horas semanales que las mujeres en todos los niveles de autoridad, aunque la magnitud de la diferencia varía entre niveles (es de unas seis horas entre los empleados sin autoridad, de alrededor de tres entre los encargados, mandos intermedios y el estrato inferior de dirección, y de una hora y media en el estrato más alto de dirección). Sin embargo, la hipótesis de la “sobreselección” de las mujeres recibe muy escaso apoyo: si bien las mujeres que ostentan autoridad en algún grado son más semejantes a su contraparte masculina que las que carecen por completo de ella, su dedicación no supera (ni iguala) la de los hombres en ningún caso, ni siquiera en la cúspide de la organización. Además, entre los tres niveles situados en la zona central de la jerarquía no se observa diferencia alguna, de modo que no parece que la “calidad relativa” del *pool* de mujeres aumente progresivamente debido a la aplicación de procedimientos selectivos particularmente exigentes (es decir, no parece que las mujeres tengan que demostrar cada vez más dedicación que los hombres para ascender en la jerarquía).

El panel D muestra el número de horas semanales de trabajo deseadas por hombres y mujeres situados en distintas posiciones³⁴, que puede funcionar como señal de la intensidad del compromiso con el trabajo y de una orientación de carrera³⁵. Los resultados se apartan de los esperados según la hipótesis de “sobreselección” de manera todavía más clara que en el caso anterior, pues no hay prácticamente ningún indicio de convergencia entre las preferencias masculinas y femeninas en niveles más altos de la jerarquía.

Finalmente, el panel E contiene información sobre la antigüedad en la empresa, medida en años, que puede ser un indicador tanto de la posesión de cualificaciones y conocimientos específicos a la empresa como de compromiso con la organización empleadora, aspectos dignos de atención al hacer una evaluación de la “calidad” de la mano de obra. La diferencia en la antigüedad media de hombres y mujeres es menor entre los empleados sin autoridad (apenas un año), pero su magnitud aumenta considerablemente en los tres siguientes niveles de la jerarquía (alrededor de dos años y medio), si bien disminuye nuevamente para los directivos de empresas medias o grandes (un año y medio), dejando de ser estadísticamente significativa. Otra vez se trata de una pauta muy distinta de la esperable según la hipótesis de “sobreselección” de las mujeres.

En resumen, el análisis descriptivo realizado produce resultados que no respaldan la idea de una “discriminación neta” creciente a medida que se asciende en la escala de autoridad. Apenas hemos encontrado rastros de la esperada tendencia a que la “calidad” del *pool* de mujeres elegibles para la promoción a niveles más altos de autoridad se equipare progresivamente (y, a partir de cierto punto, rebase) a la del *pool* de hombres.

34 Esta variable ha sido construida a partir de tres ítems de información: primero, la preferencia expresada por trabajar más horas de las que se trabaja, por trabajar menos horas (con la correspondiente reducción salarial) o por trabajar el número de horas que se trabaja actualmente; segundo, en el caso de quienes dicen que desean trabajar más o menos horas que actualmente, el número de horas deseadas; y tercero, en el caso de quienes no desean trabajar más o menos horas, el número de horas que trabajan habitualmente. La correlación entre las “horas trabajadas habitualmente” y la “horas de trabajo deseadas” es 0,57.

35 Como es sabido, hay gran controversia sobre si estas orientaciones reflejan preferencias vitales distintas (Hakim, 2000) o restricciones y presiones externas diferentes para cada sexo, por ejemplo debido a las mayores demandas a que están sometidas las mujeres en el ámbito del trabajo reproductivo (Crompton, 2006). Lo importante para nosotros es que en ambos casos se trataría de factores exógenos con respecto a las decisiones de los empleadores sobre la promoción de empleados a posiciones de autoridad.

Sin embargo, a esta conclusión todavía se le pueden oponer dos objeciones, apelando a dos obvias limitaciones de los análisis realizados. Una es que las comparaciones entre las características de hombres y mujeres situados en distintos niveles de autoridad se hacen de manera simple, sin controlar la influencia de otras características relevantes en que los *stocks* masculino y femenino difieren entre sí. Para paliar este problema, se han estimado modelos de regresión lineal y, a partir de ellos, se han obtenido medias ajustadas (o “medias marginales estimadas”)³⁶. Concretamente, se han calculado medias ajustadas por edad para todas las variables contempladas en la [figura A2.2](#); medias ajustadas por edad y años de estudios para la antigüedad en la empresa y las horas habituales y deseadas de trabajo; y, finalmente, medias ajustadas por edad, años de estudio y antigüedad tanto para las horas habituales como para las horas deseadas de trabajo. Los resultados reproducen con escasas diferencias el patrón exhibido en la [figura A2.2](#), con la única y esperable excepción de la antigüedad en la empresa, para la cual controlar por la edad provoca una atenuación de las diferencias de antigüedad entre hombres y mujeres. En conjunto, la tesis de la “sobreselección” de las mujeres sigue sin recibir apoyo.

La otra objeción posible es que las variables que aquí se ha tenido en cuenta para comparar hombres y mujeres son solo un pequeño subconjunto de las muchas características relevantes en que unos y otras pueden diferir. Como hemos reconocido anteriormente, es, sin duda, una objeción irrefutable, pero aplicable a cualquier análisis de estas características, incluidos todos los estudios observacionales a los que se recurre habitualmente para defender la existencia de diversas “brechas de género” en el ámbito laboral y más allá de él. Además, para tomarla en serio, parece razonable esperar que quienes la formulen especifiquen qué variables omitidas son especialmente importantes, cuál es el comportamiento que cabe esperar de ellas y por qué habría que suponer una “sobreselección” de las mujeres en términos de esas variables.

Llegados a este punto, quizás esté justificado pensar que la carga de la prueba recae ya en quienes creen que el “techo de cristal” en autoridad es una realidad y no solo una metáfora injustificadamente exitosa, confiando en que, para dar sustento a esa creencia, aduzcan datos de mayor calidad y análisis más completos que los presentados en este trabajo, cuyas limitaciones reconocemos una vez más.

NOTA BIOGRÁFICA

Miguel Caínzos es Doctor en filosofía y profesor de sociología en la Universidad de Santiago de Compostela. Ha escrito diversos trabajos sobre teoría sociológica, estratificación social, comportamiento electoral y participación política. Algunos de ellos, ya muy lejanos, se dedicaron a un análisis crítico y desarrollo de la teoría de las clases de Erik Wright (Explotación, dominación y estructura de clase. *Política y Sociedad*, 5: 89-105, 1989; *Productive Assets, Economic Practices, and Relational Interests*. XIII ISA World Congress of Sociology. RC28: Social Stratification. Bielefeld, 1994; El concepto de estructura de clases. En J. Carabaña (Ed.), *Desigualdad y clases sociales*. Un seminario en torno a Erik O. Wright. Madrid: Ediciones Visor y Fundación Argentaria, 1995; Razones y recetas para construir un esquema de clases. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 75: 109-143, 1996). Su última publicación, en colaboración con Carmen Voces, es “Overeducation as Status Inconsistency: Effects on Job Satisfaction, Subjective Well-Being and the Image of Social Stratification”. *Social Indicators Research*, 153: 979-1010, 2021.

³⁶ Estos resultados están a disposición de los lectores interesados.